

UNIVERSITE DE PARIS 1 – PANTHEON-SORBONNE

Sciences économiques – Sciences humaines

Sciences juridiques et politiques

***DYNAMIQUES DE LA MOTORISATION ET DES
DEPENSES DE TRANSPORT DES MENAGES
Analyses sur données individuelles
et semi-agrégées***

Thèse pour le Doctorat en Sciences Economiques

présentée et soutenue publiquement par

Akli BERRI

le 20 décembre 2005

Directeur de thèse :

Professeur François GARDES, Université de Paris 1 – Panthéon-Sorbonne

Composition du jury :

Docteur Joyce M. DARGAY, Université d'Oxford

Professeur François GARDES, Université de Paris 1 – Panthéon-Sorbonne

Professeur Marc GAUDRY, Université de Montréal et Directeur de Recherche à
l'INRETS-DEST (*rapporteur*)

Docteur Jean-Loup MADRE, Directeur de Recherche, INRETS-DEST

Professeur Philip MERRIGAN, Université du Québec à Montréal (*rapporteur*)

Professeur Patrick SEVESTRE, Université de Paris 1 – Panthéon-Sorbonne

Agora Jules Dupuit - Publication AJD-92

Université de Montréal

Décembre 2005

Résumé

Nous examinons les comportements de transport des ménages pour en comprendre les dynamiques et en appréhender les conséquences pour l'évolution future des parcs et de la circulation automobiles, ainsi qu'en termes d'inégalités sociales. Les analyses sont menées sur des données d'enquêtes répétées auprès des ménages.

L'équipement automobile et son usage sont analysés avec une approche basée sur le suivi de cohortes. La motorisation fait l'objet d'une comparaison entre huit pays. Les comportements d'équipement et d'usage sont aussi comparés entre zones françaises homogènes en termes de densité de population. Sont projetés à l'horizon 2020 les parcs automobiles à disposition des ménages dans plusieurs pays, ainsi que la circulation routière générée par les ménages français selon trois scénarios d'étalement urbain notamment.

Les dépenses de transport des ménages français sont considérées conjointement avec celles pour le logement. L'exemple de l'Ile-de-France montre l'effet des conditions prévalant sur le marché du logement : la cherté de l'immobilier au centre contraint les plus modestes à une localisation périphérique, entraînant un effort budgétaire consacré aux transports d'autant plus important que l'on s'éloigne du centre. Les inégalités de consommation et les effets redistributifs des taxes sur différentes catégories de biens et services sont évalués au moyen d'une décomposition par poste de dépense de l'indice de Gini. Avec la diffusion de l'automobile, les taxes sur les carburants sont devenues régressives alors que le caractère progressif de celles sur les autres biens et services d'utilisation des véhicules s'est atténué.

Mots-clés : transports ; ménages ; enquêtes ; automobile ; dépenses ; pseudo-panels ; inégalités ; indice de Gini ; effets redistributifs.

Abstract

We examine the transport behaviours of households to understand their dynamics and apprehend their consequences as to the future evolution of car fleets and traffic, as well as in terms of social inequalities. The analyses are carried out on data from repeated household surveys.

Car ownership and use are analysed with an approach based on the follow-up of cohorts. Motorisation is the subject of a comparison between eight countries. Equipment and use behaviours are also compared between French zones homogeneous with regard to population density. Projections to the year 2020 are carried out for household car fleets in several countries, and for household car traffic in France according to three scenarios of urban sprawl in particular.

Transport expenditures of French households are considered jointly with those for housing. The example of Paris region shows the effect of the conditions prevailing in the housing market: high property prices in the centre force low income households to live in the periphery, thus leading to a higher budget share devoted to transport the further one is from the centre. Consumption inequalities and redistributive effects of taxes on different categories of goods and services are evaluated by means of a decomposition by expenditure component of the Gini index. With the diffusion of the car, taxes on fuels became regressive whereas the progressive character of those on other vehicle use commodities has been weakening.

Keywords : transport ; households ; surveys ; automobile ; expenditures ; pseudo-panels ; inequalities ; Gini index; redistributive effects

L'Université de Paris 1 – Panthéon-Sorbonne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

*A la mémoire de mon père,
A Nassima, Ghilès et Nils.*

Remerciements

J'exprime ma grande gratitude à mon directeur de thèse, François Gardes, pour la confiance qu'il m'a témoignée et pour son suivi et son soutien constants tout au long de l'accomplissement de ce travail.

Je suis profondément reconnaissant à Jean-Loup Madre, mon encadrant au Département Economie et Sociologie des Transports (DEST) de l'INRETS, pour son suivi assidu et attentif, ses conseils et son soutien. J'ai beaucoup bénéficié de son aide et de son expérience. Il peut être considéré à juste titre comme un co-directeur officieux et je le remercie d'avoir assumé cette tâche.

Mes plus vifs remerciements vont à chacun des membres du jury de m'avoir fait l'honneur d'évaluer ma thèse.

Les travaux composant cette thèse ont été réalisés au sein du DEST, dans le cadre de plusieurs contrats qui en ont assuré le financement (financements de la Commission Européenne dans le cadre du 4^{ème} PCRD, du Ministère des Transports et du Logement – Service Economique et Statistique, de la Direction Régionale de l'Equipement d'Ile-de-France et du PREDIT¹). Je remercie Jean-Loup Madre et Christian Reynaud, ancien directeur du DEST, pour leur confiance et les moyens mis à ma disposition.

Je remercie infiniment tous ceux qui m'ont prodigué leurs conseils et m'ont fait part de leurs remarques au cours de la réalisation des différents travaux et lors de la rédaction du présent document : Caroline Gallez (LVMT) ; Marc Gaudry et Matthieu de Lapparent (DEST) ; Jean-Pierre Orfeuil (Université de Paris 12) ; Mouloud Tensaout (Université du Maine) ; Mouna Boulahbal (INGEROP) ; François Poupard (DREIF) ; Alain Morcheoine (ADEME) ; Maurice Girault, Philippe Poudevigne, Christine Raynard, Jean-Claude Métayer et Alain Sauvant (SES) ; George Borie (DGUHC) ; Frank Cowell (London School of Economics) ; et Joseph Gastwirth (George Washington University). Je suis très reconnaissant à Shlomo Yitzhaki et Yevgueni Artsev (Université Hébraïque de Jérusalem et Office Central des Statistiques, Tel Aviv) pour leurs remarques sur une version antérieure du travail sur les inégalités et de m'avoir aimablement fourni le programme utilisé pour l'estimation du Gini et d'autres paramètres résultant de sa décomposition (Jackknife1612).

Bien entendu, je reste seul responsable d'éventuelles erreurs ou insuffisances.

¹ Programme de recherche et d'innovation dans les transports terrestres, initié et conduit par les ministères chargés de la recherche, des transports, de l'environnement et de l'industrie, l'ADEME et l'ANVAR.

L'accès aux données exploitées dans cette thèse a été rendu possible grâce au concours de nombreux collègues : Joyce Dargay (Université d'Oxford) pour le Royaume-Uni, Toshiyuki Yamamoto (Université de Nagoya) pour le Japon, Rico Konen et Andries de Jong (CBS) pour les Pays-Bas, Claudia Ortmann (DLR) pour l'Allemagne et Christophe Starzec (CNRS, INSEE) pour la Pologne. J'adresse à chacun d'eux ma grande reconnaissance. Je suis très reconnaissant à mes anciens collègues au DEST Anna-Rita Polacchini pour son aide dans mes démarches pour acquérir les données italiennes, Thibault Ivaldi pour la création de bases SAS à partir des fichiers d'origine et la traduction de la documentation, et Marco Diana pour sa relecture de la traduction. Je remercie Patrice Gaubert (Université de Paris 1) qui m'a facilité l'accès aux données de l'enquête de budget américaine, Julie Nelson (Brandeis University) pour des informations et suggestions concernant ces données, et Maureen Gray et Walter Marshall (BLS) pour l'importante documentation sur cette enquête. Je sais gré également à Jean-Luc Lacuve et Nathalie Roger (INSEE) pour la mise à jour des projections démographiques avec le modèle Omphale.

Pour leur gentillesse, leur soutien amical et leurs conseils, je salue et remercie vivement tous mes 'compagnons de route' au DEST, dans d'autres départements de l'INRETS ou hors INRETS pour ceux qui sont partis depuis : Caroline Gallez, 'Sa Sérénité' Patrick Nierat, Anaïs Rocci, Jimmy Armoogum, Philippe Marchal, Odette Henry, Cécile Guion, Nathalie Galéa, Annick Cavelier, Annie Berthelot, Eve Rousseau, Christine Masson, Roger Collet, Marianne Trigalo, Laurent Hivert, Marie-Hélène Massot, Amakoé Adoléoumé, Zoran Krakutowski, Marco Diana, Matthieu de Lapparent, Sandrine Wenglenski, Simon Cohen, Valentina Carbone, Mouna Boulahbal, Samia Bouchafa, Anna-Rita Polacchini, Erika Lopez, Fei Jiang, Valérie Cerri, Valérie Gacogne, Vesselin Siarov, ... Je m'excuse auprès de tous ceux que j'aurais oublié de citer.

Je remercie également pour leur gentillesse, leur disponibilité et leur assistance précieuse les membres du Centre Informatique Recherche (CIR) de l'INRETS, en particulier Pierre-Olivier Flavigny, Cyril Bouvier, Alain Carton, Gérard Leblus, Jean-Claude Jurvillier et Edgard Mazouth, ainsi que les nombreuses personnes qui ont assuré ou continuent à assurer le service de Documentation de l'INRETS à Arcueil, au rang desquels son pilier Malika Kahal, Jessica Bouchez, Hélène Lowinger et Claire-Sophie Kulaga.

Enfin, je tiens à m'excuser auprès de Nassima, Ghilès et Nils pour tout le temps que je n'ai pu leur consacrer. Je leur suis profondément reconnaissant pour leur compréhension, leur patience et la grande affection qu'ils me prodiguent. A eux je dédie cette thèse, ainsi qu'à nos parents et à tous nos proches et amis. Je dédie également ce travail à la mémoire de mon père et de mes tantes Dehbia et Fatima, pour lesquels j'ai une pensée particulièrement émue.

Sommaire

Remerciements	7
Sommaire	9
Introduction générale	11
PREMIERE PARTIE	
<i>Equipement et usage automobiles des ménages : une approche démographique</i>	19
<i>Chapitre 1. Pour une approche longitudinale : panels et pseudo-panels</i>	21
<i>Chapitre 2. La motorisation des ménages : une comparaison internationale</i>	49
<i>Chapitre 3. Equipement et usage automobiles et localisation résidentielle</i>	85
DEUXIEME PARTIE	
<i>Les dépenses des ménages pour les transports et le logement : disparités spatiales, inégalités et effets redistributifs des taxes</i> ..	113
<i>Chapitre 4. Localisation résidentielle et dépenses de transport et de logement : l'exemple des ménages franciliens</i>	115
<i>Chapitre 5. Inégalités et effets redistributifs des taxes sur les transports et le logement</i>	149
Conclusion générale	189
Références bibliographiques	201
Table des matières	213
Liste des encadrés	217
Liste des figures	217
Liste des tableaux	218
Annexes	223

Introduction générale

Introduction générale

1. L'automobile : développement et enjeux

Le développement de l'équipement automobile des ménages, favorisé par la croissance des revenus et l'amélioration de la qualité des infrastructures routières ont donné une formidable impulsion à la mobilité des personnes. En améliorant l'accessibilité à presque chaque endroit en termes de coûts monétaires et de temps, la voiture a permis l'allongement de la distance entre le domicile et les lieux des diverses activités. A son tour, l'étalement urbain, combiné à la dynamique du marché du travail (par exemple, la part croissante des femmes au travail), a accru le besoin de véhicules supplémentaires dans un ménage. La voiture particulière est ainsi devenue le mode de transport à la croissance la plus forte dans la plupart des pays : d'abord en Amérique du nord (entre les deux Guerres), puis en Europe occidentale (après la Seconde Guerre Mondiale) et actuellement en Europe centrale et orientale (depuis la transition vers l'économie de marché), ainsi que dans le sud-est asiatique.

Cette évolution a donné lieu à une croissance soutenue des parcs nationaux d'automobiles et des taux d'équipement et à la prépondérance de la voiture dans la mobilité comparée aux autres modes de transport de passagers. Ceci s'est traduit par une importante progression des dépenses de transports des ménages. Ainsi, alors qu'en 1960, le budget consacré par les ménages français aux transports était deux fois et demie inférieur à celui de l'alimentation, il est devenu le poste le plus important après celui du logement : par ex., il était en 2004 de 5.348 euros, dont 204 euros pour les assurances automobiles, contre 8.440 euros pour le logement et 4.980 euros pour l'alimentation. Son poids budgétaire est passée de 10,6% en 1960 à 15,6% en 1989 et s'est stabilisé depuis autour de 15%. Ce budget transport est pour l'essentiel alloué à l'automobile : un peu plus de 80% actuellement, contre 72% en 1960 (ARTHAUT, 2005). Une part importante de ces dépenses alimente les budgets publics,² à travers la Taxe sur la Valeur Ajoutée (TVA) et d'autres taxes spécifiques telles que la taxe d'immatriculation d'un véhicule (*carte grise*), la taxe annuelle sur la possession d'un véhicule (*vignette*, supprimée pour les ménages en 2001), les taxes sur les assurances et les taxes sur les carburants.³

² Par exemple, en 1997 les taxes et redevances représentaient 36,5% des dépenses d'acquisition et d'utilisation des voitures particulières, détenues à 95% par les ménages : 36,6 milliards d'euros sur un total de 100,4 milliards d'euros. Par voiture, la fiscalité totale s'élevait à 1.425 euros (CCFA, 1998a, p. 24).

³ En 1999, la contribution des voitures particulières à la recette globale de la Taxe Intérieure sur les Produits Pétroliers (TIPP) atteignait 18,3 milliards d'euros dont 3 milliards de TVA. Cette recette

L'importance croissante de l'automobile dans la mobilité implique l'adaptation de l'offre en infrastructures routières dont la planification nécessite l'élaboration de projections à long terme du parc et de la circulation automobiles. D'autre part, l'aggravation des problèmes de congestion, particulièrement en milieu urbain, et la hausse des émissions de polluants imposent la régulation de l'usage automobile pour en atténuer les effets néfastes sur l'environnement. A cet égard, il importe de déterminer sur quel(s) levier(s) agir. Le choix d'une mesure pose la question non seulement de son efficacité quant à la diminution de l'usage automobile mais aussi de son équité.

Les réponses à ces questions supposent l'appréhension des principaux facteurs déterminant les comportements des ménages.

2. Finalités de la thèse

Dans cette thèse, nous examinons les comportements de transport des ménages, en particulier en termes d'équipement et d'usage automobiles, pour en comprendre les dynamiques et en appréhender les conséquences au regard des enjeux économiques, sociaux et environnementaux. Outre la projection à long terme des évolutions des parcs et des trafics automobiles, l'objectif est de tirer des enseignements quant à la problématique de la régulation de l'usage automobile et de proposer des leviers d'actions.

Nous exploitons des données (individuelles ou pré-agrégées) d'enquêtes auprès des ménages dans plusieurs pays, avec pour lignes directrices :

- la *mise en perspective temporelle*, pour tenir compte de la progression de la diffusion sociale de la voiture et de l'évolution du contexte économique (revenus, prix, ...), et
- en raison de l'inscription spatiale de la demande de transport, la *prise en compte de la dimension spatiale*, à travers la localisation résidentielle.

Les travaux empiriques s'articulent selon deux axes principaux :

Motorisation et usage de l'automobile : projections à long terme

L'équipement et l'usage automobiles sont analysés avec pour objectif d'établir des projections à long terme des parcs et de la circulation. Celles-ci constituent un matériau pour les autorités publiques dans l'évaluation prospective des besoins en infrastructures routières, des effets sur l'environnement (notamment, en termes

était pour l'essentiel du fait des ménages : la contribution des voitures de sociétés et de location était de moins de 0,6 milliards d'euros (DARBERA, 2001, d'après CCFA, 2000).

d'émissions de polluants) et des recettes fiscales. En outre, les projections de parcs permettent aux constructeurs automobiles d'évaluer le potentiel du marché.

Les comportements sont analysés avec une perspective longitudinale basée sur le suivi de cohortes, définies par la période de naissance de la personne de référence du ménage. Cette approche démographique permet de rendre compte du rôle de l'histoire de la diffusion de l'automobile (*effets de cohorte*), de l'impact de la position dans le cycle de vie (*effets d'âge*) et de l'influence des facteurs économiques comme les revenus et les prix (*effets de période*). Dans les projections à long terme, elle permet de prendre en compte à la fois les effets des variables économiques et ceux des évolutions démographiques (niveau et structure par âge de la population, remplacement des générations).

Nous commençons par une comparaison de la motorisation dans plusieurs pays (cinq pays de l'Europe occidentale, la Pologne, les Etats-Unis et le Japon) aux contextes économiques et culturels divers et où l'automobile a connu son essor à des périodes différentes. Les parcs à disposition des ménages sont projetés aux horizons 2010 à 2020 pour quatre d'entre eux.

Puis, nous examinons, dans le cas des ménages français, l'effet de la localisation résidentielle, en particulier quant à l'influence des revenus et des prix. Les résultats de l'analyse de la circulation automobile par zone sont utilisés pour projeter les trafics à l'horizon 2020, pour notamment évaluer l'impact de l'étalement urbain.

Les dépenses : disparités spatiales, inégalités et effets redistributifs des taxes

En raison de l'interaction entre les comportements de transport et le choix du lieu de résidence, les dépenses de transport sont considérées conjointement avec celles consacrées au logement. La mise en regard de ces deux catégories de dépenses permet d'examiner l'effet d'un facteur additionnel, à savoir les conditions prévalant sur le marché du logement, en particulier les conséquences d'une localisation contrainte à cause de prix immobiliers élevés.

Les dépenses sont analysées sur des données individuelles d'enquêtes de budget auprès des ménages français couvrant une quinzaine d'années (1979, 1984, 1989 et 1994). La mise en perspective temporelle des quatre 'photographies' permet de considérer les évolutions sur une période marquée par une importante diffusion sociale de l'automobile et des changements contrastés dans le système des prix.

Dans un premier temps, nous comparons les efforts budgétaires consacrés aux transports et au logement par les ménages de la région parisienne en fonction du niveau de vie et du lieu de résidence selon un zonage concentrique permettant de tenir compte de l'accessibilité aux moyens de transport collectifs.

Ensuite, nous évaluons les inégalités de consommation au niveau national puis en focalisant sur la région Ile-de-France, grande aire urbaine fortement dotée en infrastructures de transports en commun. Nous appliquons une décomposition par

poste de dépense de l'indicateur d'inégalité de Gini. Cette décomposition permet d'évaluer la contribution de chaque composante à l'inégalité globale et d'estimer les effets redistributifs des taxes imposées sur les différentes catégories de biens et services. Les évolutions rendent compte notamment de l'effet de la diffusion sociale de l'automobile.

3. Organisation générale de la thèse

La thèse est structurée en deux parties : l'équipement et l'usage automobiles, d'une part, et les dépenses pour les transports et le logement, d'autre part.

PREMIERE PARTIE : *Equipement et usage automobiles des ménages :
une approche démographique*

La première partie porte sur l'équipement et l'usage automobiles des ménages, analysés avec une approche basée sur le suivi des cohortes. La motorisation fait l'objet d'une comparaison entre huit pays et entre deux grandes régions italiennes avec des niveaux de développement économique différents. L'impact de la densité et du degré d'urbanisation sur l'équipement et l'usage est examiné sur des zones françaises homogènes. Des projections à long terme sont réalisées pour les parcs automobiles à la disposition des ménages dans plusieurs pays et pour la circulation routière générée par les ménages français.

Le *premier chapitre* souligne d'abord la nécessité d'une perspective longitudinale à l'analyse des comportements, notamment au vu des limites des analyses en coupe transversale. Puis, sont présentées les données de panel (avec quelques exemples d'enquêtes), leurs avantages et inconvénients, ainsi que deux spécifications usuelles de modèles, destinées à tenir compte de l'hétérogénéité individuelle. Le chapitre se termine par une synthèse de la méthodologie des pseudo-panels, permettant de suivre dans le temps des individus synthétiques construits à partir d'une série temporelle d'enquêtes en coupe transversale indépendantes.

Dans le *deuxième chapitre*, une approche démographique à l'équipement et à l'usage de l'automobile est motivée et sa formulation en un modèle Age-Cohorte-Période présentée. Ce modèle est ensuite appliqué à l'analyse comparative de la motorisation des ménages de huit pays caractérisés par des contextes économiques et culturels divers et des développements de l'équipement historiquement différents (Allemagne, Etats-Unis, France, Italie, Japon, Pays-Bas, Pologne et Royaume-Uni), puis à la comparaison de deux grandes régions italiennes avec des niveaux de développement économique différenciés (Nord et Centre vs. Sud et Iles). Enfin, les évolutions à long terme des parcs automobiles à disposition des ménages de quatre pays (France, Etats-Unis, Japon et Pays-Bas) sont comparées.

Le *troisième chapitre* examine l'impact de la localisation résidentielle sur les comportements d'équipement et d'usage des ménages français. Pour l'équipement, on distingue trois zones concentriques : les villes-centres des agglomérations, leurs banlieues, et l'espace périurbain auquel s'ajoutent les zones rurales à dominante

agricole. L'usage (kilométrage annuel) est analysé pour dix zones, dont une regroupe les zones rurales, obtenues en croisant le critère de la distance au centre avec celui de la taille de la population de l'aire urbaine. La circulation automobile des ménages est projetée à l'horizon 2020 selon trois scénarios d'étalement urbain et six scénarios de croissance des revenus et des prix des carburants.

DEUXIEME PARTIE : *Les dépenses des ménages pour les transports et le logement : disparités spatiales, inégalités et effets redistributifs des taxes*

La deuxième partie examine les dépenses dans le cas des ménages français. Nous analysons d'abord les parts budgétaires des ménages de la région capitale, divisée en quatre zones définies par la distance au centre de l'agglomération. Pour tenir compte de l'interaction entre stratégies de localisation et comportements de transport, les dépenses de transport sont considérées conjointement avec celles pour le logement. Ensuite, nous évaluons les inégalités de consommation des transports et du logement et les effets redistributifs des taxes sur ces biens et services (au niveau national et en Ile-de-France). Les efforts budgétaires, les inégalités et les effets redistributifs font l'objet d'évaluations sur quatre coupes transversales (1979, 1984, 1989 et 1994) couvrant une période assez longue marquée notamment par une importante diffusion sociale de l'automobile.

Dans le *chapitre 4*, nous examinons l'évolution des prix des transports et du logement, ainsi que des caractéristiques socio-économiques des ménages franciliens et de leurs conditions de logement en fonction du lieu de résidence (Paris, Petite couronne, Grande couronne et zone hors agglomération) et du niveau de vie. Puis, nous analysons l'importance budgétaire de divers postes de dépense de transport et de logement, selon la zone de résidence, le niveau de vie et le statut d'occupation du logement. Enfin, nous comparons les contrastes auxquels donne lieu le zonage en fonction de la distance au centre avec ceux d'un découpage Est/Ouest suggéré par la répartition spatiale des zones de prix immobiliers.

Le *chapitre 5* est consacré à l'évaluation des inégalités de consommation des biens et services de transport et de logement entre ménages français (aussi bien au niveau national qu'au niveau francilien), à l'estimation des effets redistributifs des taxes sur différentes catégories de dépenses, ainsi qu'à l'examen de leur évolution temporelle, notamment à la lumière de la progression de la diffusion de la voiture individuelle. Nous exposons l'indicateur d'inégalité utilisé (l'indice de Gini), sa décomposition par poste de dépense et son extension pour estimer l'effet redistributif d'une taxe. Ensuite, nous examinons les parts budgétaires allouées par les ménages à différents postes de dépense selon leur position dans la distribution des revenus. Enfin, nous présentons les résultats des analyses des inégalités et des effets redistributifs des taxes sur les catégories de biens et services considérées.

Dans une *conclusion générale*, nous faisons le point sur les principaux résultats et leur portée et proposons des prolongements souhaitables aux travaux présentés et des pistes de recherche à explorer.

PREMIERE PARTIE

*Equipement et usage automobiles
des ménages :
une approche démographique*

Chapitre 1

Pour une approche longitudinale : panels et pseudo-panels

1.1. Introduction

La diversité des agents et de leurs comportements suggère d’aller au-delà des macro-phénomènes et d’examiner les comportements des éléments (individus ou ménages) qui composent la société. Le volume global de la consommation, par exemple, est le résultat d’un grand nombre de décisions individuelles. L’effet sur la consommation d’une hausse du revenu total sera différent suivant la catégorie d’agents (salariés, retraités ou entrepreneurs) qui reçoit l’essentiel du supplément de revenu (LYDALL, 1955).

Par ailleurs, la nature dynamique des comportements (poids des habitudes, délais et coûts d’ajustement, position dans le cycle de vie, ...), l’évolution continue du contexte économique (KALDOR, 1985 ; GOODWIN *et al.*, 1987) et l’importance des trajectoires individuelles (NERLOVE et BALESTRA, 1996) et de la structure démographique recommandent d’adopter une perspective historique tenant compte des changements temporels et de l’hétérogénéité des agents.

La disponibilité croissante d’enquêtes permet de mener des analyses longitudinales et ainsi de prendre en compte la diversité des comportements aussi bien entre les individus ou ménages que dans le temps, soit sur de vraies données de panel, soit sur des panels synthétiques créés à partir de séries d’enquêtes indépendantes.

Dans ce qui suit, nous soulignons les principales limites des analyses s’appuyant sur des données en coupe transversale. Ces insuffisances constituent autant d’arguments en faveur d’une approche longitudinale. Puis, nous présentons le principal matériau d’une analyse longitudinale, à savoir les données de panel, avec quelques exemples d’enquêtes panel existantes (portant sur les conditions socio-économiques des ménages en général ou centrées sur leurs comportements en matière de transports), leurs principaux avantages ainsi que quelques-uns de leurs inconvénients, de même que deux spécifications économétriques usuellement utilisées pour tenir compte de l’hétérogénéité individuelle. La dernière section porte sur une méthodologie permettant, à partir d’une série d’enquêtes en coupe indépendantes, de construire des individus synthétiques et de les suivre dans le temps comme s’il s’agissait de membres d’un panel (pseudo-panel).

1.2. Limites des analyses en coupe transversale

L'estimation d'une relation de comportement à l'aide de données en coupe transversale repose sur une formulation où une mesure du comportement peut être exprimée comme une fonction de variables explicatives, toutes les variables étant observées pour un échantillon d'individus à une période donnée. L'estimation est basée sur l'exploitation de la variabilité entre les individus à une même période du temps.

L'utilisation d'une telle estimation à des fins de projection implique une *extrapolation longitudinale de variations en coupe* : les changements de comportements individuels dans le temps sont projetés sur la base de différences de comportements entre individus à une période donnée. La pertinence de cette procédure est mise en question par les résultats de travaux empiriques sur données longitudinales : les relations statistiques estimées à partir de données en coupe transversale sur les effets de *différences* de niveau d'un facteur causal sont différentes de celles établies à partir de données de panel sur les effets de *changements* dans le niveau du même facteur (par ex., GOODWIN, 1997).¹ En fait, la validité de l'hypothèse sous-jacente suppose la satisfaction de plusieurs conditions (KITAMURA, 1990, p. 402) :

- les changements de comportement sont instantanés,
- les changements de comportement sont symétriques ou réversibles, et
- la relation de comportement est invariante dans le temps.

Ces conditions s'avèrent très restrictives et irréalistes. En effet, les changements de comportement prennent du temps en raison, notamment, de contraintes de court terme et du poids des habitudes. Par conséquent, les effets à long terme d'une variation dans un facteur déterminant le comportement d'intérêt ou d'une politique peuvent être plus importants et plus profonds qu'il ne paraît à court terme (GOODWIN, 1997). D'autre part, la sensibilité aux changements à la *hausse* dans une variable indépendante peut être différente de la sensibilité aux changements à la *baisse* dans cette même variable (DARGAY et GATELY, 1997 ; DARGAY, 2000 ; GOODWIN, 1997). Enfin, la sensibilité d'une variable de comportement aux variations de ses déterminants peut évoluer dans le temps, du fait, par exemple, de l'évolution des préférences et des conditions d'offre. Cette sensibilité peut varier aussi en fonction du niveau de la variable d'intérêt elle-même. Ainsi, l'élasticité par rapport au revenu de l'équipement automobile tend à diminuer dans le temps avec l'augmentation du niveau d'équipement (DARGAY, 2000).

¹ Une synthèse des résultats du projet de recherche « *Travel choice considered as a process* » mené entre 1979 et 1992 par le Transport Studies Unit (Université d'Oxford).

Au-delà de la difficulté à justifier l'utilisation d'estimations en coupe à des fins de projection, l'inférence sur la base de données transversales recèle de sérieuses limites. Les principales limites consistent en l'impossibilité de séparer les effets d'âge et de cohorte, l'inaptitude à résoudre l'ambiguïté quant à la direction de la causalité, l'omission de variables explicatives et l'inaptitude à prendre en compte la dynamique au niveau individuel.²

1.2.1. Effets d'âge et de cohorte

Un des problèmes les mieux connus des données en coupe transversale est que les effets d'âge et de cohorte ne peuvent être distingués. Pour illustrer ce problème, DAVIES (1987, 1994) considère les données d'enquête sur la fiabilité de voitures automobiles basées sur l'expérience de leurs propriétaires au cours des douze derniers mois. Les résultats pour un modèle particulier peuvent être comme suit :

Age moyen des voitures en années	1	2	3	4	5
Nombre moyen de jours où le véh. est en panne	4	3	15	16	18

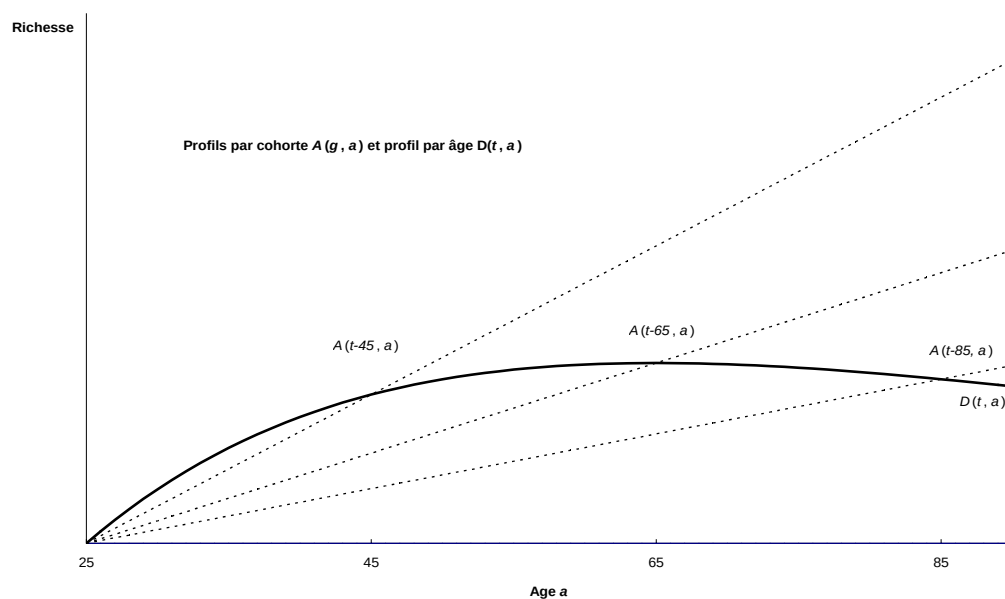
Si ces données étaient obtenues en suivant une cohorte de voitures pendant cinq ans, la chute de la fiabilité entre la deuxième et la troisième années suggérerait un *effet d'âge* prématuré assez sévère. Or, ces données sont observées pendant une seule année et les mesures de fiabilité pour chaque catégorie d'âge sont relatives à des voitures dont les années de fabrication diffèrent. Une explication alternative plausible est qu'il existe un *effet de cohorte* : certains des défauts responsables de défaillances ont été corrigés avec succès dans les véhicules les plus récents. Les deux explications ont des implications très différentes. Un acheteur potentiel serait bien avisé d'éviter ce modèle si l'effet d'âge est présent. L'explication par un effet de cohorte indiquerait, au contraire, que les « défauts de jeunesse » ont été aplanis et donc que ce modèle peut être attractif. Mais les données en coupe ne permettent pas de savoir laquelle (ou quelle combinaison) de ces explications est correcte.

En coupe transversale, plusieurs variables économiques exhibent des profils par âge en forme de courbe « en cloche » : d'abord croissantes, elles atteignent un maximum puis déclinent. C'est le cas, par exemple, de la richesse accumulée ou, comme nous le verrons plus loin, du taux d'équipement automobile. Mais la mise en évidence d'un tel profil en considérant différents groupes d'âge n'implique pas nécessairement l'existence d'une relation semblable au niveau individuel au cours du cycle de vie. SHORROCKS (1975) construit un exemple montrant qu'il est possible d'obtenir un profil en coupe présentant une « bosse » alors que le

² Cette synthèse s'appuie, notamment, sur DAVIES (1987, 1994).

comportement individuel au long du cycle de vie n'exhibe pas cette caractéristique. Les individus sont supposés ne posséder aucune richesse jusqu'à l'âge de 25 ans, après quoi leur richesse est une fonction linéaire de l'âge. Il est supposé aussi que, du fait de la croissance, ce profil se déplace vers le haut avec le temps. Le profil en coupe qui en résulte pourrait être interprété à tort comme preuve de l'existence d'un profil analogue au niveau individuel (Figure 1).

Figure 1. *Profils par cohorte et en coupe vus au temps t*
(d'après SHORROCKS, 1975, Fig. 3, p. 158)



1.2.2. Ambiguïtés dans la causalité

Dans certaines situations, les analyses en coupe fournissent des indications solides de liens de causalité. Par exemple, la forte association positive entre le fait d'être divorcé et le fait d'avoir un enfant handicapé subsiste quand on contrôle les facteurs socio-économiques et régionaux et convainc que l'existence d'un enfant handicapé augmente la probabilité que ses parents divorcent. La conclusion est convaincante car l'on ne voit « aucune autre explication plausible pour l'association statistique » (DAVIES, 1987, p. 4).

Toutefois, les doutes quant à la direction de la causalité sont communs dans les sciences sociales et, dans de telles circonstances, les données en coupe ne peuvent aider à résoudre l'ambiguïté. Il en est ainsi de l'âge de l'enfant le plus jeune et la participation féminine à la force de travail. Une explication est que la présence d'enfants en bas âge tend à maintenir les mères de famille au foyer. Mais il est tout aussi possible que l'absence d'opportunités de travail encourage les femmes à

commencer à faire des enfants ou à réduire les périodes séparant deux naissances, ce qui suggère une relation inverse.

Un autre exemple consiste en l'association entre l'état de santé et le chômage. Les observations en coupe transversale montrent qu'en général les individus ayant un emploi ont un état de santé meilleur que ceux qui sont au chômage. Mais ce constat est cohérent aussi bien avec une mauvaise santé entraînant le chômage qu'avec le fait que le chômage cause une détérioration de l'état de santé. Il est à souligner que la disponibilité de données de durée dans l'enquête en coupe ne suffit pas à résoudre le problème. Connaissant le temps pendant lequel chaque personne est restée sans emploi, on peut examiner la relation entre état de santé et durée de chômage. Cette relation sera typiquement négative, avec des niveaux de santé plus faibles pour ceux qui sont restés le plus longtemps sans emploi. Un tel résultat est compatible avec l'explication selon laquelle le chômage entraîne une dégradation de l'état de santé. Mais il l'est aussi avec la causalité inverse. En effet, si une mauvaise santé est cause de chômage, les personnes avec des fragilités moins sévères se rétablissent relativement vite et retrouvent leur emploi alors que les malades chroniques sont susceptibles de rester longtemps sans emploi. Les premiers seront alors progressivement sous-représentés et les seconds progressivement surreprésentés. Ce « biais de sélection » pourrait donc expliquer l'observation en coupe que la santé décline avec la durée du chômage.

1.2.3. *Omission de variables explicatives*

Dans l'analyse des données non expérimentales, les associations empiriques peuvent être fallacieuses du fait que les deux variables d'intérêt dépendent d'une même variable explicative ou du même ensemble de variables. Il y a couramment une myriade de sources potentielles pour toute association observée et beaucoup de ces sources sont non mesurables à l'instar de caractéristiques individuelles telles que les goûts, la motivation et le tempérament. Dans les choix de consommation, les variations entre individus peuvent aussi être dues à des « *différences en terme de contraintes de choix (par exemple de rationnement ou de liquidité) et de ressources non monétaires (en particulier de temps disponible)* » (GARDES, 2003). Après contrôle d'un ensemble donné de facteurs, l'analyste ne peut être sûr que l'association qui subsiste indique un lien causal entre les deux variables ou si elle est due à d'autres facteurs dont il a été impossible de tenir compte. Par exemple, l'observation en coupe montre que la participation à un programme d'aide à l'insertion professionnelle des jeunes a un effet positif sur leur succès à trouver un emploi. Toutefois, des facteurs non mesurables peuvent influencer aussi bien la participation à ce programme que la chance d'avoir un travail. Ainsi, les jeunes les

plus motivés sont plus susceptibles d'intégrer le programme après leur scolarité et peuvent aussi avoir plus de succès dans la recherche d'emploi (MAIN, 1985).³

Une fausse association peut aussi agir dans le sens opposé à celui de la vraie association. La relation entre la durée du chômage et la chance de trouver un emploi en est une illustration. La théorie économique suggère que la probabilité pour un individu d'obtenir un travail augmente avec la durée du chômage (HECKMAN et SINGER, 1984).⁴ D'un autre côté, les facteurs tendant à augmenter la chance d'avoir un emploi tendront à réduire la durée du chômage. Par conséquent, une association fallacieuse tendra à être négative. De ce fait, la relation empirique peut paraître plus faible qu'elle n'est réellement. La fausse association peut dominer et l'observation empirique suggérer que la probabilité d'obtenir un travail diminue avec l'allongement de la période de chômage. Elle peut aussi à peu près compenser la vraie association et amener à conclure à tort qu'il n'y a pas de lien entre la durée du chômage et la chance de trouver un emploi.

Un autre exemple de l'effet de variables non observées sur les estimations en coupe transversale porte sur les élasticités-revenu de l'alimentation. Ainsi, GARDES (2003) note que des estimations sur données de panel dans divers pays (GARDES *et al.*, 1996, 2002) montrent que « *l'hétérogénéité non observée (correspondant dans les données d'enquête à une part considérable, de l'ordre de 80 à 90% de la variance) biaise négativement l'estimation des élasticités-revenu sur cross-sections pour l'alimentation à domicile.* »

1.2.4. Dynamique au niveau individuel

Pendant longtemps, les planificateurs dans le secteur des transports ont utilisé des analyses en coupe transversale du choix entre transport public et transport privé pour les déplacements vers le lieu de travail afin de prévoir l'effet, par exemple, de hausses des prix ou de l'augmentation de la vitesse des bus. L'expérience a montré que de telles analyses ont tendance à surestimer le changement : la réaction effective aux variations des déterminants est généralement moins forte que ce que suggèrent les estimations. En d'autres termes, les analyses en coupe surestiment l'importance des variables explicatives. L'omission d'autres facteurs constitue une explication possible à ce phénomène, mais ce n'est qu'une partie du problème.

Des analyses longitudinales (par ex., JOHNSON et HENSHER, 1982)⁵ montrent qu'un important déterminant du choix du mode est le choix déjà établi, c'est-à-dire qu'il y a une forte inertie des comportements. Les individus ne réévaluent pas en permanence la situation pour faire leur choix modal indépendamment de leur

³ Cité in DAVIES (1987).

⁴ Cité in DAVIES (1987).

⁵ Cité in DAVIES (1987).

pratique passée. Au contraire, une fois une routine établie, ils peuvent être peu enclins à considérer d'autres alternatives, d'autant moins s'ils ont investi dans l'achat d'un véhicule ou d'un abonnement aux transports collectifs. De plus, d'autres membres de la famille peuvent adapter leur comportement à la routine, ce qui réduit encore plus la chance d'une modification ultérieure. De ce fait, bien que le choix modal ait pu être initialement effectué sur la base d'une évaluation des mérites respectifs des deux modes de transport, des variations assez importantes dans les déterminants seront nécessaires pour induire un changement de comportement.

La surestimation vient du fait que les analyses en coupe ne sont pas basées sur les circonstances en évolution qui sous-tendent le choix courant. Elles déterminent dans quelle mesure des variables telles que le temps et les coûts de déplacement « expliquent » le choix modal courant. Par conséquent, leurs résultats tendent à résumer le rôle (historique) cumulé des variables explicatives dans la génération des déplacements actuels plutôt que leur influence courante effective, atténuée par l'inertie. Ceci découle du problème précédent, la variable explicative omise étant la variable dépendante retardée. De plus, la variable dépendante et sa réalisation passée sont influencées par les mêmes variables explicatives, ou du moins par des variables explicatives fortement corrélées. L'association empirique entre chacune des variables explicatives et la variable dépendante reflètera donc la « vraie » relation et un élément factice dû au fait que la variable explicative agit comme suppléant (*proxy*) de la variable dépendante retardée. À noter que l'inclusion dans l'analyse en coupe de données rétrospectives ne résout pas le problème (voir par ex., DAVIES et PICKLES, 1985). La relation observée entre la variable dépendante et son retard (ou la durée) reflète l'effet dynamique réel et une association factice due au fait que la réalisation passée de la variable dépendante (ou la durée) agit aussi comme suppléant des facteurs omis de l'analyse.

La question de la convergence sociale des modes de vie fournit un autre exemple de l'incapacité des analyses en coupe à prendre en compte les dynamiques individuelles. Comme le souligne GARDES (2003), dans la dimension transversale, « *on compare les choix d'individus appartenant à des groupes sociaux différenciés par exemple par leur positionnement dans l'échelle des revenus ou par leur structure familiale* » et « *rien n'assure par exemple qu'un individu qui acquiert au cours du temps une position relative supérieure en terme de revenu, ne conservera pas certaines de ses habitudes antérieures, liées à son statut social en début de cycle de vie, n'accédant donc que partiellement au mode de vie des catégories supérieures qu'il a rejoint.* »

1.3. Les panels

Un panel consiste en un ensemble d'individus (ménages, firmes, zones, ...) observés de façon répétée dans le temps. Les données ainsi recueillies sont dites de panel,⁶ ou longitudinales ou encore individuelles-temporelles. Dans ce qui suit, nous présenterons brièvement quelques enquêtes panels portant sur les conditions socio-économiques des ménages et d'autres centrées sur leurs comportements en matière de transports. Puis, nous aborderons les principales forces des données de panel comparées aux données en coupes transversales ou en séries temporelles agrégées, de même que quelques unes de leurs limitations. Enfin, nous ferons un exposé succinct de deux spécifications usuelles tenant compte de l'hétérogénéité individuelle.

1.3.1. Exemples d'enquêtes panel

1.3.1.1. Des panels « socio-économiques » ...

Parmi les panels les plus intensément utilisés dans l'analyse des comportements économiques, le plus ancien est sans doute le Panel Study of Income Dynamics (PSID) conduit depuis 1968 par le Survey Research Center de l'université du Michigan aux Etats-Unis. Institué dans le prolongement du Survey of Economic Opportunity (en 1966 et 1967) visant à évaluer l'impact du programme « War on Poverty » du président JOHNSON, le PSID avait pour objet l'observation des conditions de vie et en particulier l'analyse de la dynamique de la pauvreté. Le panel a débuté avec un échantillon de 4.802 familles, puis les individus issus de ces ménages ont été suivis, qu'ils résident dans le même logement ou non, avec les mêmes personnes ou non. En 1968, l'enquête couvrait environ 18.000 individus. Entre 1968 et 1988, les informations recueillies concernaient environ 37.500 personnes et portaient sur 21 ans de leur vie. Les données sur les thèmes principaux de l'enquête (revenus, emploi, composition de la famille, lieu de résidence, ...) sont recueillies chaque année, alors que des thèmes additionnels (comme la santé, le patrimoine, les plans de retraite, ...) sont abordés de façon intermittente. Les données du PSID peuvent être utilisées pour des analyses en coupe, longitudinales ou intergénérationnelles, dans des études portant aussi bien sur les individus que sur les familles.⁷

⁶ On les appelle données de panel car elles peuvent être rangées ou disposées dans un tableau rectangulaire, en anglais *panel* (RUUD, 2000, p. 66).

⁷ Pour une description plus complète et plus d'informations, on pourra se reporter au site dédié au PSID sur la Toile (<http://psidonline.isr.umich.edu/>). Pour d'autres enquêtes, en particulier celles centrées sur les transports, on pourra consulter les synthèses disponibles dans ZUMKELLER *et al.* (2004) ainsi que dans RAIMOND et HENSHER (1997).

Des enquêtes longitudinales similaires mais plus récentes sont menées dans des pays européens. C'est le cas du panel socio-économique (SOEP) en Allemagne, qui existe depuis 1984, ou du British Household Panel Survey (BHPS) lancé en 1991 en Grande Bretagne. A partir de 1997, les données recueillies par ces deux enquêtes sont intégrées à un panel comparable au niveau communautaire initié par Eurostat en 1994 (European Community Household Panel, ECHP). Bien que non centrées sur les transports, ces enquêtes fournissent quelques informations relatives à l'équipement automobile des ménages et à la mobilité domicile-travail. Des données du BHPS ont été exploitées pour étudier les changements dans l'équipement automobile des ménages (HANLY et DARGAY, 2000) et dans le mode et le temps de déplacement vers le lieu de travail (DARGAY et HANLY, 2003).

1.3.1.2. ... et d'autres spécifiques aux transports

Dans les panels mis en place pour l'observation des comportements de transports, certains sont limités à des zones géographiques spécifiques. C'est le cas du Puget Sound Transportation Panel (PSTP) dans la région de Seattle ou du Bay Area Transportation Panel (BATP) dans la région de San Francisco aux Etats-Unis, du panel automobile de Sydney en Australie, ou encore de l'enquête panel sur les effets d'un système d'information sur le temps de déplacement à Osaka au Japon. Au niveau national, signalons les panels sur la mobilité aux Pays-Bas (BGC, mars 1984 – automne 1989) et en Allemagne (MOP, depuis 1994).

En France, le panel « Parc-Auto » de la SOFRES a pour but le suivi du parc automobile à la disposition des ménages et de son utilisation. L'enquête est réalisée une fois par an (en décembre ou janvier) depuis 1976. A noter qu'avant l'enquête sur le parc en 2001 (réalisée au début de 2002), seuls étaient couverts les ménages dont le chef était de nationalité française. Les données sont recueillies au moyen d'un questionnaire rempli par le ménage. Outre des caractéristiques socio-économiques et démographiques du ménage, les informations portent sur le nombre de voitures particulières ou véhicules utilitaires légers à sa disposition et la description détaillée de chaque véhicule (au plus 3) aussi bien concernant ses caractéristiques techniques (âge, type de véhicule et type de carburant) que son usage (kilométrage annuel, motifs des déplacements, consommation estimée de carburant par 100 km, ...), ainsi que sur l'utilisation des transports en commun. Chaque année, 6.500 à 7.000 réponses sont enregistrées sur 10.000 ménages contactés. Comme le remplissage du questionnaire prend plus de temps aux ménages motorisés, ceux sans voiture sont plus faciles à convaincre de participer à l'enquête et sont donc surreprésentés dans le panel. Pour le rendre représentatif de la population des ménages, l'échantillon est redressé suivant cinq critères : la région de résidence, la taille d'agglomération, la catégorie socio-professionnelle du

chef de famille, l'âge du chef de famille et le nombre de personnes au foyer (HIVERT, 2001). En moyenne, les ménages restent trois à quatre ans dans le panel, mais il en est qui continuent à y participer beaucoup plus longtemps. Ainsi, 1.750 d'entre eux étaient présents de façon quasi-continue (i.e., en cas d'interruption, celle-ci ne dure pas plus d'un an) pendant au moins 10 ans entre 1984 et 1998. La « structure panel » des données de Parc-Auto a été exploitée pour analyser les comportements de démotorisation, partielle ou totale (ROUSSEAU, 2001 ; DARGAY *et al.*, 2003), les effets des incitations à la mise au rebus (« Balladurette » et « Juppette »⁸) et du contrôle technique sur les comportements d'équipement automobile des ménages (YAMAMOTO *et al.*, 2004), les effets des déménagements sur l'équipement et l'usage automobiles (CERRI, 2003) et ceux de la hausse des prix des carburants durant l'automne 2000 sur l'usage de la voiture (DARD, 2003).

1.3.2. Avantages et inconvénients des données de panel

1.3.2.1. Avantages des données de panel ...

Ce qui caractérise un panel est l'observation répétée dans le temps des mêmes individus. On y observe directement les changements des comportements et les changements des facteurs qui y contribuent, permettant une meilleure compréhension des liens de causalité. Une enquête panel facilite aussi le suivi du processus de changement en adaptation à un nouvel environnement, comme l'adoption de nouveaux comportements de déplacement suite à une installation dans une zone périurbaine où l'offre de transports en commun est moins fournie qu'au centre d'une agglomération (KITAMURA, 1990, p. 410).

Comparées aux données en coupe transversale ou en séries temporelles agrégées, les données de panel présentent plusieurs avantages.⁹ En effet,

- elles fournissent une mesure de la variation *brute* pour chaque individu et permettent d'estimer les variations *nettes* avec plus de précision qu'une série de coupes transversales, la variance étant réduite du fait d'une corrélation en général positive entre les valeurs observées sur une même unité en deux occasions successives (COCHRAN, 1977, pp. 344-345 ; DESABIE, 1966, pp. 251-253) ;
- les données de panel permettent de contrôler *l'hétérogénéité individuelle* non observée : chaque individu est utilisé comme son propre contrôle (DIGGLE *et*

⁸ Primes mises en place (par les gouvernements de MM. Balladur et Juppé, respectivement), au milieu des années 1990, en faveur des personnes mettant au rebus un vieux véhicule et en rachetant un neuf. L'objectif était de rajeunir le parc automobile pour en réduire les émissions de polluants.

⁹ Cette présentation s'appuie notamment sur celles de BALTAGI (1995), de HSIAO (1986) et de RAIMOND et HENSHER (1997). Pour une synthèse des apports des panels et pseudo-panels à l'étude de la consommation, voir GARDES (1999).

al., 2002, p. 16-17 ; JOHNSTON et DINARDO, 1997, p. 395-397). En raison de la difficulté à modéliser les comportements humains, il subsiste toujours des différences dans la variable de réponse, même entre des individus ayant les mêmes caractéristiques sur toutes les variables explicatives. L'omission de certains facteurs peut donner lieu à des résultats trompeurs, en particulier si ces facteurs sont corrélés avec l'une des variables explicatives. Ainsi, les effets d'inertie des comportements ont tendance à être systématiquement surestimés si l'analyse n'inclut pas un contrôle explicite des variables omises. C'est le cas de l'effet de l'expérience récente dans le marché du travail sur la situation courante, ou de la durée passée dans un logement sur la mobilité résidentielle (DAVIES et DALE, 1994, pp. 4-5). Une autre illustration est fournie par l'étude de BALTAGI et LEVIN (1992)¹⁰ sur la demande de cigarettes dans 46 Etats américains durant la période 1963-88. La consommation de cigarettes est supposée dépendre de la consommation pendant l'année précédente, des prix et des revenus. Ces variables changent avec les Etats et dans le temps. Cependant, d'autres facteurs qui ne varient pas avec le temps ou selon les Etats peuvent affecter la consommation. Par exemple, on peut s'attendre à ce que la proportion des adeptes d'une religion dans chaque Etat ne change pas sensiblement d'une année sur l'autre. Par contraste, la publicité à la télévision ou à la radio est nationale et ne varie pas en fonction des Etats. De plus, certaines de ces variables sont difficiles à mesurer ou à obtenir. Leur omission conduit à des biais dans les estimations. Les données montrent une consommation de cigarettes par tête dans l'Utah inférieure à la moitié de la moyenne au niveau national. Ceci est dû au fait que cet Etat est constitué essentiellement de Mormons dont la religion interdit de fumer. On peut contrôler cet effet dans une régression en coupe transversale au moyen d'une variable indicatrice, mais ceci conduit à écarter de l'estimation l'observation relative à l'Utah. Sur données de panel, l'introduction d'une variable indicatrice d'un individu contrôle l'effet de ce qui le distingue des autres sans pour autant se passer des observations relatives à cet individu. Une autre façon de faire consiste à effectuer des différences premières pour éliminer toutes les variables spécifiques aux individus (qu'elles soient observables ou non) et donc contrôler de manière effective les caractéristiques individuelles spécifiques. De façon similaire, on peut éliminer l'effet des facteurs variables dans le temps mais constants sur les individus en prenant l'écart par rapport à la moyenne des individus calculée à chaque période (HSIAO, 1986, p. 4);

- elles sont *plus riches en informations*, présentent *plus de variabilité*, *moins de colinéarité* entre les variables, *plus de degrés de liberté* et donc

¹⁰ Citée in BALTAGI (1995), pp. 3-4. Voir aussi BALTAGI et LEVIN (1986).

permettent *plus d'efficacité dans l'estimation*. Par exemple, dans le cas de la demande de cigarettes aux USA considérée ci-dessus, il y a une forte colinéarité entre les séries nationales de prix et de revenu, ce qui n'est pas le cas des séries au niveau des Etats pour lesquelles « le coefficient de corrélation simple entre prix et revenu n'a jamais excédé 0,4 » sur toute la période d'observation allant de 1963 à 1980 (BALTAGI et LEVIN, 1986, p. 152). En considérant un panel, les variations entre les Etats en termes de revenus et de prix ajoutent au contenu informationnel des données et permettent des estimations plus fiables ;

- les données longitudinales sont plus adaptées à l'appréhension des *dynamiques des comportements*. Des distributions en coupe relativement stables en apparence peuvent cacher beaucoup de changements comme des périodes de chômage, des rotations dans l'emploi ou une mobilité résidentielle. Les données de panel permettent aussi l'étude de la *durée* de certains états économiques comme le chômage ou la pauvreté et, si la période d'observation est suffisamment longue, d'évaluer la *vitesse des ajustements* aux changements de politique économique ou aux événements de la vie (par exemple, réduction de l'équipement et/ou de l'usage automobile(s) après un départ à la retraite). Par exemple, des données en coupe transversale permettent d'estimer la proportion de chômeurs à une période donnée. A partir d'une série de coupes indépendantes, on peut voir comment cette proportion varie avec le temps. Seules des données de panel peuvent fournir la proportion de ceux qui sont au chômage à une période donnée et qui le restent à une autre période.¹¹ Les panels sont aussi nécessaires à l'estimation de modèles intégrant des relations intertemporelles comme les modèles de cycle de vie ou intergénérationnels ;
- les données de panel permettent d'identifier et de mesurer *des effets qui ne sont pas détectables dans des données en coupe transversale ou séries temporelles agrégées*. L'exemple le plus couramment repris pour illustrer ce fait est celui donné par BEN-PORATH (1973). Supposons qu'un échantillon en coupe transversale de femmes mariées montre un taux annuel moyen de participation au marché du travail de 50%. Deux interprétations extrêmes peuvent en être données, avec des implications très contrastées. Dans un cas extrême, ceci implique que chaque femme dans une population homogène a 50% de chances d'être en activité durant une année donnée. A l'autre

¹¹ Observons, cependant, que des méthodologies ont été développées pour estimer des probabilités de transition à partir de séries répétées de coupes instantanées indépendantes. C'est le cas des travaux se situant dans la continuité de l'approche de MOFFITT (1990, 1993) à l'estimation à partir de coupes transversales indépendantes présentée ci-après : par exemple, FELTEAUX *et al.* (1997) et PELZER *et al.* (2001, 2002). A noter aussi le travail de SIGELMAN (1991) qui étend la « méthode des bornes » (*method of bounds*) de DUNCAN et DAVIS (1953).

extrême, ceci peut impliquer que 50% des femmes dans une population hétérogène travaillent tout le temps et 50% ne travaillent jamais. Dans le premier cas, on devrait s'attendre à ce que chaque femme passe la moitié de sa vie de femme mariée dans la force de travail et l'autre moitié en dehors de la force de travail, et la rotation dans les emplois devrait être fréquente. Dans le second cas, il n'y a pas de rotation et l'information actuelle sur le statut d'emploi prédit de façon exacte le statut futur. La réalité des comportements devrait se situer quelque part entre ces deux hypothèses. Pour caractériser empiriquement le processus dynamique sous-jacent à cette photographie en coupe, des données supplémentaires sont nécessaires : on a besoin d'utiliser des historiques individuels afin d'estimer des probabilités de participation à différentes étapes du cycle de vie. Un exemple analogue porte sur la variabilité des comportements de déplacements. Supposons qu'une enquête sur les déplacements d'une journée estime la proportion de personnes ayant pris le bus à 10%. Une interprétation est que 10% de la population prennent toujours le bus. A l'antipode, l'interprétation que chaque membre de la population prend le bus 10% du temps (HANSON et HUFF, 1988).¹² Les implications des deux cas de figure en termes d'offre et de planification sont très différentes ;

- de plus, il est possible d'*estimer et tester des modèles de comportement plus complexes* que ne le permettent des données en coupe transversale ou en séries temporelles. Ainsi, d'après BALTAGI (1995), l'efficacité technique est mieux étudiée et modélisée avec des données de panel. D'autre part, l'estimation d'un modèle à retards échelonnés nécessite moins de restrictions dans le cas de panels que dans celui de séries temporelles agrégées (HSIAO, 1986, p. 3) ; enfin,
- les données de panel étant en général collectées au niveau microéconomique, elles permettent d'*éliminer les biais d'agrégation* dans l'inférence des comportements et de leur modification en présence de changements.

1.3.2.2. ... et aussi quelques inconvénients

En revanche, les données de panel souffrent aussi de quelques déficiences. Certaines sont communes à toutes les enquêtes :

- des problèmes liés à la *conception de l'enquête et à la collecte des données*, dont une insuffisante couverture de la population d'intérêt, l'existence de non-réponses dues à un manque de coopération de l'enquêté ou à des erreurs de la part de l'interviewer, des erreurs dues à une mémoire déficiente, ainsi

¹² Cité in KITAMURA (1990), p. 402.

que des insuffisances dues au choix de la période de référence et de sa longueur ;

- des *erreurs de mesure* qui peuvent résulter de réponses erronées pour cause de questions mal formulées, d'erreurs de mémoire, d'inexactitudes délibérées (par exemple, sous-estimation du revenu), de répondants inappropriés ou encore d'erreurs d'enregistrement de la part de l'enquêteur;
- des problèmes de *sélection* incluant
 - les cas où l'échantillon ne résulte pas d'un tirage aléatoire de la population mais est formé en fonction des valeurs prises par certains facteurs. C'est le cas des enquêtes sur les comportements des ménages pauvres ou éligibles à l'aide sociale et desquelles sont exclus les ménages dont le revenu dépasse un seuil prédéfini. L'usage des données ainsi recueillies pour analyser ces facteurs ou leurs composantes (par exemple, les salaires ou le nombre d'heures travaillées dans le cas d'une troncature sur la base du revenu) en tant que variables dépendantes introduit un *biais de sélection* (HSIAO, 1986, pp. 7-8) ;
 - l'*auto-sélection* : des personnes peuvent choisir de ne pas travailler parce que la rémunération offerte est inférieure au minimum qu'elles espèrent (*salaire de réserve*). Dans ce cas, on peut observer les caractéristiques de ces individus mais pas leurs salaires. L'échantillon est donc censuré et donne lieu à des inférences biaisées ; et
 - la *non-réponse* pour cause de refus de participer, d'absence du (ou des) répondant(s), ou pour d'autres raisons.

D'autres limitations sont liées à la répétitivité d'une enquête auprès des mêmes individus et sont donc propres aux panels :

- l'augmentation des *non-réponses* du fait que les individus sont tenus de participer à plus d'une enquête ;
- l'*attrition* ou *usure* : des individus quittent le panel parce qu'ils ne veulent plus participer à l'enquête, parce qu'ils changent de lieu de résidence ou encore pour cause de dissolution du ménage ou de décès. Si les individus qui sortent de l'échantillon sont différents de ceux qui y restent, le panel devient de moins en moins représentatif et il devient plus difficile d'effectuer des inférences correctes sur la population étudiée ;
- la détérioration de la qualité des données due à des phénomènes de *lassitude* ou de *conditionnement*. Le *conditionnement* survient quand les répondants sont affectés d'une certaine manière par la participation à l'enquête. Par exemple, la participation peut les rendre conscients des enjeux de l'enquête et donc plus enclins à déclarer un comportement qui va dans le sens du but

de l'étude ou à déclarer un comportement qu'ils considèrent être la « bonne » réponse ; et

- une *dimension temporelle (trop) courte*, en général.

1.3.3. Spécifications alternatives pour tenir compte de l'hétérogénéité

La formulation la plus simple pour exploiter la « structure panel » des données est de considérer un terme spécifique à chaque individu, les coefficients des variables explicatives étant supposés communs à tous. Ce terme spécifique peut être fixe (*effets fixes*) ou aléatoire (*effets aléatoires* ou *erreurs composées*). Dans ce qui suit, nous considérons brièvement ces deux spécifications alternatives dans le cas d'un modèle linéaire.¹³ La présentation est inspirée de celle de MADDALA (1997, chap. 15).

1.3.3.1. Le modèle à effets fixes

Pour simplifier la présentation, considérons une seule variable explicative de sorte que le modèle s'écrit :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N ; t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

où l'indice i désigne l'individu et t la période. Les erreurs u_{it} sont supposées suivre chacune une loi normale et être indépendantes entre elles : $u_{it} \sim IN(0, \sigma^2)$.

Soient $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_t x_{it}$ et $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_t y_{it}$ les moyennes et

$$\begin{aligned} W_{xx,i} &= \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \\ W_{xy,i} &= \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \\ W_{yy,i} &= \sum_t (y_{it} - \bar{y}_i)^2 \end{aligned}$$

les sommes des carrés et des produits des écarts à la moyenne pour l'individu i .

Posons $W_{xx} = \sum_i W_{xx,i}$ et définissons W_{xy} et W_{yy} de façon similaire.

¹³ Pour une présentation technique plus complète et d'autres spécifications, on pourra se reporter aux manuels dédiés à l'économétrie des données de panel (par exemple, BALTAGI, 1995 ; DORMONT, 1989 ; HSIAO, 1986 ; MATYAS et SEVESTRE, 1996 ; SEVESTRE, 2002).

Les estimateurs des moindres carrés des paramètres α_i et β s'obtiennent en minimisant la quantité $Q = \sum_{i,t} (y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i x_{it})^2$ par rapport à α_i et β . On a :

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}_i &= \bar{y}_i - \hat{\beta} \bar{x}_i \\ \hat{\beta} &= W_{xy} / W_{xx}.\end{aligned}$$

Dans le cas de plusieurs variables explicatives, W_{xx} est une matrice et $\hat{\beta}$ et W_{xy} sont des vecteurs, et on a :

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}_i &= \bar{y}_i - \hat{\beta}' \bar{x}_i \\ \hat{\beta} &= W_{xy}^{-1} W_{xy}.\end{aligned}$$

$\hat{\beta}$ est appelé estimateur *Intra* de β mais il est usuellement désigné par le terme anglais équivalent, *Within*, et noté $\hat{\beta}_W$. Il est aussi appelé parfois estimateur *LSDV* (pour *Least Squares with Dummy Variables*).

1.3.3.2. Le modèle à erreurs composées

Dans le modèle à erreurs composées, les effets individuels sont traités comme des variables aléatoires plutôt que comme des constantes. Comme le fait remarquer MADDALA (1997, p. 576), les composantes α_i reflètent l'effet global de plusieurs facteurs spécifiques aux individus et donc représentent une « ignorance spécifique » ; par conséquent, elles peuvent être traitées comme des variables aléatoires de la même façon que les erreurs u_{it} qui représentent l'« ignorance générale » sont traitées comme des variables aléatoires. Elles sont considérées « *comme des 'bruits' à neutraliser et non plus comme des 'signaux' à estimer* » (MAZODIER, 1971, p. 47). Les α_i sont supposées indépendantes des erreurs u_{it} et

$$\begin{aligned}\alpha_i &\sim IID(0, \sigma_\alpha^2) \\ u_{it} &\sim IID(0, \sigma_u^2)\end{aligned}$$

(*IID* signifie *Indépendamment et Identiquement Distribuées*).

Dans le modèle (1), les erreurs deviennent $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$. La présence de α_i produit une corrélation parmi les erreurs relatives au même individu bien que les erreurs d'individus différents soient indépendantes :

$$\begin{aligned}
\text{cov}(v_{it}, v_{is}) &= \sigma_u^2 + \sigma_\alpha^2 & \text{si } t = s \\
&= \sigma_\alpha^2 & \text{si } t \neq s \\
\text{cov}(v_{it}, v_{js}) &= 0, & \forall t, s \quad \text{si } i \neq j.
\end{aligned}$$

Les erreurs étant corrélées, on doit utiliser les Moindres Carrés Généralisés (MCG) pour obtenir des estimations efficaces. Cet estimateur des MCG peut s'écrire

$$\hat{\beta}_{MCG} = \frac{W_{xy} + \theta B_{xy}}{W_{xx} + \theta B_{xy}}, \quad \theta = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \quad (2)$$

où W_{xx} et W_{xy} sont telles que définies ci-dessus et B_{xx} et B_{xy} sont les variabilités dites *Inter* (ou *Between*), définies de façon analogue sur des moyennes individuelles :

$$B_{xx} = \sum_{i,t} (\bar{x}_i - \bar{x})^2, \quad B_{xy} = \sum_{i,t} (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}).$$

La variabilité *totale* est définie en écart par rapport à la moyenne globale :

$$T_{xx} = \sum_{i,t} (x_{it} - \bar{x})^2, \quad T_{xy} = \sum_{i,t} (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y})$$

et on a

$$\begin{aligned}
T_{xx} &= W_{xx} + B_{xx} \\
T_{xy} &= W_{xy} + B_{xy}.
\end{aligned}$$

A noter que l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) de β sur les données empilées, c'est-à-dire en ignorant la structure panel des observations, est

$$\hat{\beta}_{MCO} = T_{xx} / T_{xy}.$$

Les estimateurs des MCO et *Within* sont donc des cas particuliers de l'estimateur des MCG avec, respectivement, $\theta = 1$ et $\theta = 0$. En particulier, θ sera très proche de zéro si le nombre de périodes T est grand ou si σ_α^2 est très grand comparé à σ_u^2 . Il y a lieu de noter aussi qu'en pratique θ n'est pas connu et par conséquent doit être estimé sur la base d'estimations préliminaires de σ_α^2 et de σ_u^2 . Une procédure, due à NERLOVE (1971), consiste à estimer d'abord le modèle avec une spécification à effets fixes pour obtenir des estimations des α_i et de σ_u^2 . La variance des $\hat{\alpha}_i$ est prise comme estimation de σ_α^2 .

Dans le cas de plusieurs variables explicatives, W_{xx} et B_{xx} sont des matrices, W_{xy} et B_{xy} sont des vecteurs et on a

$$\hat{\beta}_{MCG} = (W_{xx} + \theta B_{xx})^{-1} (W_{xy} + \theta B_{xy}).$$

Ainsi, l'estimateur des MCG utilise à la fois la dimension *Inter* et la dimension *Intra* de l'information dans une proportion particulière. FULLER et BATTESE ont montré qu'il est équivalent aux MCO appliqués aux données transformées $y_{it} - \lambda \bar{y}_i$ et $x_{it} - \lambda \bar{x}_i$, avec $\lambda = 1 - \sqrt{\theta}$.¹⁴

1.3.3.3. Effets fixes ou effets aléatoires ?

Déterminer laquelle des deux spécifications est la plus appropriée n'est pas chose aisée. Elles peuvent donner lieu à des estimations des coefficients des variables explicatives très différentes ou, au contraire, très proches.

En effet, dans le modèle à effets fixes, l'estimation *Within* néglige une bonne partie de la variabilité totale quand la variabilité interindividuelle est relativement importante comparée à celle intra-individuelle. La formulation à effets fixes conduit également à la perte d'un grand nombre de degrés de liberté quand le nombre N d'individus est grand. De plus, cette méthode empêche l'estimation des coefficients de variables explicatives invariantes dans le temps, leurs effets étant absorbés par les effets fixes.

D'autre part, comme noté ci-dessus, dans le modèle à erreurs composées l'estimateur *Within* et celui des MCG sont asymptotiquement équivalents. L'explication réside dans le fait que les composantes spécifiques α_i sont, pour reprendre l'expression de MAZODIER (1971, p. 67), « *des variables aléatoires tirées 'une fois pour toutes'* » : quand T tend vers l'infini, l'information devient suffisante pour les connaître presque parfaitement, de sorte qu'elles peuvent être considérées comme fixes. L'analogie invoquée par MAZODIER (1971, p. 67) en donne une bonne intuition : « [...] *la cause initiale d'une maladie héréditaire familiale peut être considérée comme aléatoire. Cependant, si l'on observe une telle famille pendant un nombre assez grand de générations, on peut en arriver à considérer les effets de cet 'accident' comme une caractéristique constante et à peu près parfaitement connue des membres de cette famille [...]* ». A la limite, les deux modèles sont donc équivalents.

Pour MUNDLAK (1978), cette dichotomie entre effets fixes et effets aléatoires n'a même pas lieu d'être. Sa critique repose sur le fait que le modèle à erreurs composées néglige une possible corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives et donc constitue une mauvaise spécification. C'est, par exemple, le cas dans l'estimation d'une fonction de production sur des données d'entreprises. Un effet spécifique sur la production de chaque firme peut refléter la qualité de sa gestion. Les firmes les plus efficacement gérées tendent à produire plus et à utiliser plus d'intrants, et inversement. La non prise en compte d'une telle corrélation peut conduire à des estimations biaisées. Dans l'hypothèse où les

¹⁴ FULLER et BATTESE (1973), cité in MADDALA (1997), p. 577.

α_i dépendent linéairement des moyennes des x_{it} , le modèle à erreurs composées fournit le même estimateur de β que le modèle à effets fixes, soit $\hat{\beta}_w$.¹⁵ Toutefois, ce résultat dépend de façon cruciale du caractère linéaire de la spécification et l'argument de MUNDLAK fait fi du critère d'efficacité des estimateurs (HSIAO, 1986, pp. 43-47).

Les distinctions souvent opérées entre présence et absence de corrélation entre les effets spécifiques et les variables explicatives (par ex., JOHNSTON et DINARDO, 1997, chap. 12) ou entre données expérimentales et non expérimentales (par ex., NERLOVE, 2000) ne semblent pas constituer des critères décisifs dans le choix de l'une ou l'autre des spécifications. Le choix du type de modèle devrait dépendre du but de l'analyse (HSIAO, 1986, pp. 41-43 ; SEARLE, 1971, pp. 376-383). Si l'objectif est d'inférer pour une population de laquelle l'échantillon est supposé provenir (inférences marginales), alors les effets individuels devraient être considérés comme aléatoires. Par contre, si l'on s'intéresse aux individus observés en tant que tels (inférences conditionnelles), alors les effets devraient être traités comme fixes. C'est le cas quand les unités observées sont uniques en leur genre, comme des pays (BECK, 2001) ou des périodes historiques. Il en est de même des générations dans la modélisation Age-Cohorte-Période utilisée en démographie. On s'intéresse à chaque cohorte pour elle-même à différents âges en vue de réaliser des projections à long terme de la population. On peut aussi considérer les différences de comportement entre générations successives en matière d'épargne ou de consommation. Dans les deux prochains chapitres, nous appliquons cette approche à l'analyse des comportements d'équipement et d'usage automobiles en vue de réaliser des projections à long terme du parc automobile détenu par les ménages ou de la circulation automobile générée par ces ménages.

1.4. Les pseudo-panels

En pratique, de vrais panels n'existent pas toujours (*a fortiori* sur de longues périodes) alors que des séries d'enquêtes indépendantes sont fréquemment disponibles. Ainsi, les enquêtes sur les dépenses des ménages sont souvent conduites avec une périodicité quinquennale (par ex., en France et au Japon), et parfois tous les ans (par ex., en Italie et au Royaume Uni). Les enquêtes portant sur les comportements de transport des ménages sont parfois encore moins fréquentes (par ex., en France l'enquête nationale *Transports* a lieu à peu près tous les dix ans).

Par ailleurs, plusieurs travaux ont montré qu'il n'est pas indispensable d'avoir recours à des données de panel pour estimer plusieurs modèles couramment

¹⁵ Une démonstration simplifiée de ce résultat est donnée par MADDALA (1997, p. 578).

considérés et que les paramètres d'intérêt peuvent être identifiés, moyennant quelques hypothèses supplémentaires, à partir d'une série d'enquêtes indépendantes. Par exemple, BROWNING *et al.* (1985) estiment un modèle de cycle de vie intégrant la consommation et l'offre de travail des ménages britanniques, sur des données de cohortes formées sur la base de l'âge du chef à partir de l'enquête annuelle de budget (*Family Expenditure Survey*, 1970-77). En illustration de sa méthode de pseudo-panélisation, DEATON (1985) considère l'estimation sur des données de cohortes du modèle de demande AIDS (DEATON et MUELLBAUER, 1980). Enfin, pour évaluer l'effet du système d'aide sociale sur la structure familiale aux Etats-Unis, en particulier son effet sur le statut marital et ses conséquences sur l'offre de travail, MOFFITT (1990) estime un modèle dynamique du statut marital sur des données annuelles du *Current Population Survey* couvrant la période allant de 1969 à 1985.

Les séries de coupes transversales fournissent des informations sur des unités (typiquement, des individus ou des ménages) tirées indépendamment dans la population à différents points du temps. Une limitation de ce type de données pour l'analyse longitudinale est que les unités échantillonnées ne sont pas conservées d'une période à l'autre. Elles ne peuvent fournir une mesure du changement au niveau individuel et sont pauvres en termes de collecte de données sur des événements ayant lieu à des périodes spécifiques, faute d'une interview antérieure pour cadrer les réponses. Dans le contexte d'une modélisation dynamique, ces données sont donc considérées comme inférieures à de vraies données de panel. Toutefois, les données en coupes répétées peuvent être préférées aux données de panel en termes de taille d'échantillon, de représentativité et de période temporelle couverte. La taille d'un panel est érodée avec le temps par le processus de l'attrition sélective, ce qui peut créer de sérieux biais dans l'estimation. En particulier dans le cas d'une enquête sur longue période, le panel peut devenir non représentatif à mesure que le temps passe. De plus, souvent des contraintes logistiques empêchent de suivre des unités individuelles sur de longues périodes de temps (par exemple, du fait de déménagements ; c'est en particulier le cas si le ménage est identifié à un logement, comme dans les enquêtes de l'INSEE), de sorte que l'analyse de données en coupes transversales répétées pour l'évaluation des changements de long terme est le mieux qu'on puisse faire.

L'intérêt suscité par la possibilité d'exploiter ces sources de données pour des analyses longitudinales a donné lieu à d'importants développements méthodologiques en économétrie. Une classe de modèles considérée est le modèle linéaire à effets fixes. Le modèle étant linéaire en les paramètres, les relations portant sur des moyennes de groupes ont la même forme que celles au niveau individuel, et ainsi les cohortes peuvent être traitées comme des individus (synthétiques). Dans cette approche, initiée par DEATON (1985), les observations

individuelles sont regroupées en cohortes définies sur la base de caractéristiques invariantes dans le temps (typiquement, la date de naissance ou le sexe), ce qui donne un pseudo-panel avec des moyennes (ou agrégats) de cohortes. Toutefois, si le modèle est non linéaire, cette approche par l'agrégation préalable en cohortes n'est pas possible (RIDDER et MOFFITT, 2003, p. 113). MOFFITT (1993) propose une approche alternative basée sur une interprétation en termes de variables instrumentales et étend l'analyse au modèle linéaire avec variable dépendante retardée et aux modèles avec variables dépendantes discrètes. Dans son approche, il n'est pas besoin d'effectuer au préalable le regroupement des individus, et la variation dans les données individuelles est utilisée comme partie intégrante de la procédure d'estimation.

Les deux sections suivantes sont consacrées à une présentation succincte des deux approches dans le cas d'un modèle linéaire à effets fixes. Cette présentation est adaptée de celle de VERBEEK (1996).

1.4.1. L'approche de Deaton

Faute de pouvoir suivre les mêmes individus dans le temps, DEATON (1985) suggère de suivre des cohortes et d'estimer des relations économiques sur des moyennes de cohortes au lieu d'observations individuelles. Dans son approche, des individus ayant en commun quelques caractéristiques, comme la période de naissance ou le sexe, sont regroupés en cohortes, puis les moyennes à l'intérieur de ces cohortes sont traitées comme des observations dans un pseudo-panel (ou panel synthétique). Du fait que les agrégats observés pour chaque cohorte sont des estimations des « vraies » valeurs pour la population de la cohorte, donc des mesures entachées d'erreurs, DEATON (1985) propose une estimation en présence d'erreurs de mesure dans les variables.

Soit le modèle linéaire à effets fixes individuels considéré précédemment :

$$y_{i(t),t} = \alpha_{i(t)} + \beta x_{i(t),t} + u_{i(t),t}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (3)$$

L'indice des individus souligne l'absence de structure panel des données : $i(t)$ désigne l'individu i observé à la période t . Le nombre d'individus est en général variable d'une période à l'autre, mais pour une facilité d'exposition, nous supposons qu'un même nombre de ménages N est échantillonné au hasard à chaque période.

Soit un ensemble de C cohortes, des groupes d'individus ayant en commun certaines caractéristiques. Ces groupes sont définis de façon à ce que chaque individu soit membre d'une cohorte et d'une seule, qui est la même pour toutes les périodes. Les variables servant à définir les cohortes doivent donc être observées

pour tous les individus échantillonnés. Calculant la moyenne des observations individuelles dans chaque cohorte, on obtient

$$\bar{y}_{ct} = \bar{\alpha}_{ct} + \beta \bar{x}_{ct} + \bar{u}_{ct}, \quad c = 1, \dots, C ; \quad t = 1, \dots, T, \quad (4)$$

où $\bar{y}_{ct}$ (resp., $\bar{x}_{ct}$, $\bar{\alpha}_{ct}$ et $\bar{u}_{ct}$) est la moyenne de $y_{i(t),t}$ (resp., $x_{i(t),t}$, $\alpha_{i(t)}$ et $u_{i(t),t}$) sur tous les individus appartenant à la cohorte c et observés au temps t . Il en résulte un pseudo-panel (ou panel synthétique) avec C cohortes observées chacune sur T périodes.¹⁶ Puisque la relation individuelle inclut un effet fixe individuel, la relation correspondante pour la cohorte inclut aussi un effet fixe de cohorte. Toutefois, $\bar{\alpha}_{ct}$ varie à présent avec t , parce que c'est une moyenne sur des individus différents d'une période à l'autre. Ces $\bar{\alpha}_{ct}$ sont vraisemblablement corrélés avec les $\bar{x}_{ct}$ et une spécification à effets aléatoires donnera lieu à des estimations non convergentes. D'autre part, traiter $\bar{\alpha}_{ct}$ comme des effets fixes posera un problème d'identification, à moins que cet effet fixe soit invariant avec le temps ($\bar{\alpha}_{ct} = \bar{\alpha}_c$). Cette dernière hypothèse est plausible si le nombre d'observations dans chaque cohorte est très grand. Dans ce cas,

$$\bar{y}_{ct} = \bar{\alpha}_c + \beta \bar{x}_{ct} + \bar{u}_{ct}, \quad c = 1, 2, \dots, C ; \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (5)$$

L'estimateur à effets fixes, basé sur la transformation intra-cohorte des variables ($\tilde{y}_{ct} = \bar{y}_{ct} - \bar{y}_c$ et $\tilde{x}_{ct} = \bar{x}_{ct} - \bar{x}_c$), est un candidat naturel pour l'estimation de β :

$$\hat{\beta}_W = \left(\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c) (\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) \right). \quad (6)$$

Toutefois, les moyennes empiriques des cohortes ne fournissent que des estimations avec erreurs de mesure des moyennes (non observées) des populations des différentes cohortes. Par conséquent, il convient de corriger cet estimateur des erreurs de mesure.

L'équivalent de l'équation (5) au niveau de la population de la cohorte s'écrit :

$$y_{ct}^* = \alpha_c^* + \beta x_{ct}^* + u_{ct}^*, \quad c = 1, 2, \dots, C ; \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (7)$$

où les astérisques indiquent que ce sont des moyennes inobservées de la population de la cohorte. α_c^* désigne l'effet fixe de la cohorte c , qui est constant du fait que les populations des cohortes contiennent les mêmes individus d'une période à

¹⁶ Dans la pratique, les cohortes définies sur la base de la période de naissance n'ont pas toutes le même nombre d'observations, les plus jeunes et les plus anciennes n'étant présentes que pendant quelques périodes.

l'autre.¹⁷ A présent, $\bar{y}_{ct}$ et $\bar{x}_{ct}$ peuvent être considérées comme des mesures avec erreurs de y_{ct}^* et x_{ct}^* :

$$\bar{y}_{ct} = y_{ct}^* + \varepsilon_{ct}, \quad \bar{x}_{ct} = x_{ct}^* + \eta_{ct}.$$

Les erreurs de mesure sont supposées de moyenne nulle, indépendantes et de même distribution :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{ct} \\ \eta_{ct} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{y}_{ct} - y_{ct}^* \\ \bar{x}_{ct} - x_{ct}^* \end{pmatrix} \sim i.i.d. \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} \sigma_{yy} & \sigma_{xy} \\ \sigma_{xy} & \sigma_{xx} \end{pmatrix} \right),$$

où y_{ct}^* et x_{ct}^* sont des constantes (inconnues) fixées. Les variances et covariances σ_{xx} , σ_{xy} et σ_{yy} sont inconnues mais peuvent être estimées à partir des données individuelles. Par exemple, σ_{xx} peut être estimé par (PERACCHI, 2001, p. 421) :

$$s_{xx} = \frac{1}{NT} \sum_c \sum_t \sum_{i \in c} (x_{it} - \bar{x}_{ct})^2.$$

L'estimateur tenant compte des erreurs de mesure s'écrit :

$$\hat{\beta}_D = \left(\frac{1}{CT} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)^2 - \tau \hat{\sigma}_{xx} \right)^{-1} \left(\frac{1}{CT} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) - \tau \hat{\sigma}_{xy} \right), \quad (8)$$

où $\hat{\sigma}_{xx}$ et $\hat{\sigma}_{xy}$ sont des estimations de σ_{xx} et de σ_{xy} , resp., et $\tau = (T-1)/T$. L'estimateur original présenté par DEATON (1985) est donné par l'équation (8) avec $\tau = 1$. La différence entre les deux estimateurs est négligeable quand le nombre de périodes est grand. Si les effectifs de chaque cohorte n_c tendent vers l'infini, les erreurs de mesure ainsi que leurs variances et covariances tendent vers zéro et l'estimateur $\hat{\beta}_D$ est asymptotiquement identique à l'estimateur *Within* appliqué au pseudo-panel ($\hat{\beta}_W$). Par conséquent, dans la pratique le problème d'erreurs de mesure est ignoré quand le nombre d'observations dans chaque cohorte est jugé raisonnablement grand. Un minimum de 100 individus par cohorte est suggéré par VERBEEK et NIJMAN (1992).

La formation des cohortes comporte un arbitrage entre le nombre de cohortes et leurs effectifs et donc la précision de leurs moyennes. Plus grand est le nombre de cohortes, plus petit est le nombre d'individus par cohorte. Dans ce cas, C est grand et le pseudo-panel est basé sur un grand nombre d'observations. Toutefois, le fait que la taille n_c n'est pas grande implique que les moyennes empiriques des cohortes ne sont pas des estimations précises des moyennes des (populations des)

¹⁷ En toute rigueur, ceci suppose que la population ne connaît pas de modifications dues aux migrations, décès ou naissances.

cohortes. Dans ce cas, nous avons un grand nombre C d'observations imprécises. Par contraste, avec un nombre plus petit de cohortes, et par conséquent plus d'individus par cohorte, on obtient un pseudo-panel plus petit avec des observations plus précises. En outre, pour minimiser la variance de l'erreur de mesure, les individus dans chaque cohorte doivent être aussi homogènes que possible. Et pour maximiser la variation dans le pseudo-panel et obtenir des estimations précises les différentes cohortes devraient être aussi hétérogènes que possible.

1.4.2. L'approche de Moffitt

L'approche de MOFFITT (1993) exploite le fait que le regroupement est une procédure par variables instrumentales. La taille des groupes étant supposée tendre vers l'infini, le problème d'erreurs de mesure est ignoré.

Décomposons chaque effet individuel α_i en un effet de cohorte α_c^* et un écart de l'individu i par rapport à cet effet, $v_{i(t)}$. Posant $d_{c,i(t)}$ ($c = 1, \dots, C$) égal à 1 si l'individu i observé en t est membre de la cohorte c et 0 sinon, nous pouvons écrire

$$\alpha_{i(t)} = \sum_{c=1}^C \alpha_c^* d_{c,i(t)} + v_{i(t)} . \quad (9)$$

Remplaçant $\alpha_{i(t)}$ dans l'équation (3), on obtient

$$y_{i(t),t} = \sum_{c=1}^C \alpha_c^* d_{c,i(t)} + v_{i(t)} + \beta x_{i(t),t} + u_{i(t),t} . \quad (10)$$

Puisque $\alpha_{i(t)}$ et $x_{i(t),t}$ sont corrélées, il n'est pas exclu que $v_{i(t)}$ et $x_{i(t),t}$ le soient aussi. Par conséquent, les paramètres de l'équation (10) ne peuvent être estimés de façon convergente par la méthode des moindres carrés. Une solution au problème est de choisir des instruments pour $x_{i(t),t}$ qui soient (asymptotiquement) non corrélés avec $v_{i(t)}$ (et $u_{i(t),t}$). Un estimateur par variables instrumentales produit alors des estimations convergentes de β et de α_c^* . Une importante classe d'instruments consiste en des fonctions de t . Une fonction de t est un instrument pertinent car $x_{i(t),t}$ est présumée varier avec t . De plus, une telle fonction devrait être non corrélée avec les « vrais » effets fixes puisque ces derniers sont supposés invariants avec le temps (MOFFITT, 1993, pp. 102-103). Une possibilité est d'utiliser les indicatrices de période définies par $D_{st} = 1$ si $s = t$ et 0 sinon, en interaction avec les indicatrices de cohorte. Soit la projection linéaire de $x_{i(t),t}$ sur ces instruments :

$$x_{i(t),t} = \sum_{c=1}^C \sum_{s=1}^T \gamma_{1,ct} d_{c,i(t)} D_{st} + \sum_{c=1}^C \gamma_{2,c} d_{c,i(t)} + \omega_{i(t),t} , \quad (11)$$

où $\omega_{i(t),t}$ est un résidu orthogonal aux indicatrices utilisées par construction.¹⁸ Le prédicteur linéaire de $x_{i(t),t}$ à partir de cette équation est donné par $\hat{x}_{i(t),t} = \bar{x}_{ct}$, qui est la valeur moyenne de $x_{i(t),t}$ dans la cohorte c durant la période t .

L'estimateur par variables instrumentales qui en résulte pour β est donc

$$\hat{\beta}_{IV} = \left(\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) \right), \quad (12)$$

qui est identique à l'estimateur *Within* standard $\hat{\beta}_w$ sur le pseudo-panel (données de cohortes).

Dans le cas général, MOFFITT (1993) étend la classe des instruments pour inclure d'autres variables invariantes dans le temps (pour l'individu $i(t)$) comme le genre, les années de formation (si la scolarité est achevée) ou la localisation résidentielle (si la mobilité résidentielle peut être ignorée). Cette généralisation permet donc des regroupements en fonction de tout ensemble de variables invariantes dans le temps, et non pas seulement la cohorte définie par la période de naissance. Des d'échantillons de petite taille ne permettraient pas le regroupement selon les cellules de toutes ces variables. La procédure de regroupement basée sur la régression qu'est la méthode des variables instrumentales constitue une solution à ce problème.

MOFFITT (1993) illustre sa méthode pour le modèle linéaire à effets fixes en estimant le modèle de cycle de vie d'offre de travail de BROWNING *et al.* (1985) sur une série de coupes transversales de l'enquête américaine *Current Population Survey*. L'échantillon contenait des personnes mâles blanches, âgées de 20 à 59 ans, tirées de 21 vagues d'enquête couvrant la période 1968-88. Il conclut qu'une grande parcimonie a été réalisée dans la spécification des effets d'âge et de cohorte. De plus, la présence des caractéristiques individuelles est beaucoup plus importante que les effets de l'âge, de la cohorte ou de l'année (pp. 114-115).

¹⁸ Des restrictions sont à imposer pour résoudre le problème de multicollinéarité exacte.

Chapitre 2

La motorisation des ménages : une comparaison internationale

*Les hommes ressemblent à leur temps
davantage qu'à leur père.*
Proverbe arabe¹

2.1. Introduction

Le développement de l'automobile après la Seconde Guerre Mondiale et les investissements lourds consacrés à la construction de réseaux routiers denses ont donné une formidable impulsion à la mobilité des personnes dans les pays européens, en améliorant l'accessibilité (en termes de coûts monétaires et en temps) à presque chaque endroit. La croissance de l'équipement automobile, favorisée par la croissance des revenus et l'amélioration de la qualité des infrastructures, a donné lieu à une croissance des déplacements pour des motifs variés et a permis l'allongement de la distance entre le domicile et les lieux des diverses activités. L'étalement urbain, à son tour, combiné à la dynamique du marché du travail (par exemple, la part croissante des femmes au travail), a accru le besoin de véhicules supplémentaires dans un ménage.

Ainsi, la voiture particulière est devenue le mode de transport à la croissance la plus forte dans la plupart des pays : d'abord en Amérique du nord (entre les deux Guerres), puis en Europe occidentale (après la Seconde Guerre Mondiale) et actuellement en Europe centrale et orientale (depuis la transition économique), ainsi que dans le sud-est asiatique. Cette évolution s'est traduite par une croissance soutenue des parcs nationaux d'automobiles et des taux d'équipement et par la part prépondérante de la voiture dans la mobilité comparée aux autres modes de transport de passagers.

Dans ce chapitre, nous analysons les comportements d'équipement automobile des ménages dans six pays de l'Union Européenne et deux pays hors UE : la France, l'Allemagne (de l'ouest, ex-RFA), l'Italie, les Pays-Bas, la Pologne, le Royaume-Uni, et enfin les Etats-Unis et le Japon. Ceci nous permettra d'apprécier l'évolution des comportements dans des contextes économiques et culturels divers et caractérisés par des développements de la motorisation historiquement différents. Le cas de la Pologne permet de contraster une économie moins développée en comparaison de celles des autres pays considérés, opérant une transition d'un système à planification centralisée et de rationnement à un système libéral. L'influence du niveau de développement économique est examinée aussi dans le cas italien en comparant deux grandes zones, la première formée des

¹ Cité in RYDER (1965) ["Men resemble the times more than they do their fathers."].

régions du Nord et du Centre et la seconde regroupant le Sud et les Iles (la Sicile et la Sardaigne).

L'analyse est menée suivant une approche démographique, développée au Département Economie et Sociologie des Transports (DEST) de l'INRETS² dans une optique de projection à long terme des parcs automobiles. La prochaine section est consacrée à la présentation de la méthodologie. Sont ensuite présentés les résultats de l'analyse comparative de deux indicateurs de motorisation (la proportion de ménages équipés et le nombre de voitures par ménage) dans les différents pays au niveau national, ainsi que dans les deux grandes régions italiennes définies ci-dessus. Puis, les parcs de véhicules de quatre pays sont projetés sur la base des effets d'âge et de génération estimés et de projections démographiques (jusqu'en 2010 ou 2020, selon le pays). Le chapitre se termine par quelques conclusions.

² Voir, par exemple, MADRE (1990) et GALLET (1994a, 1995).

2.2. Une approche démographique

2.2.1. Pourquoi une approche démographique à la motorisation?

Le taux de motorisation individuel (c'est-à-dire, le nombre moyen de voitures par adulte) continue de croître dans la plupart des pays industrialisés.³ Une telle tendance met en doute la pertinence de seuils de saturation fixés *a priori* dans les modèles traditionnels de projection fondés sur l'extrapolation au niveau agrégé d'une courbe de croissance logistique, inspirés des modèles de diffusion des épidémies (par exemple, TANNER, 1978). Les seuils de saturation fixés *a priori* dans les modèles de projection de la motorisation ont été régulièrement dépassés. Ceci est dû au développement du multi-équipement (voitures de ville, utilitaires légers, etc.), particulièrement aux Etats-Unis où, en moyenne par ménage, le nombre de véhicules a dépassé le nombre de titulaires de permis de conduire en 2001.⁴ En outre, même dans une période de crise du marché de voitures neuves, l'allongement de la durée de vie et de détention des voitures minimise l'impact de la récession sur le niveau d'équipement des ménages. En France, l'âge moyen d'un véhicule était stable autour de 6 ans entre 1985 et 1991, puis il est passé à 6,6 ans en 1995, à 7,1 ans en 1999 et à 7,3 ans en 2002. La durée de détention moyenne d'un véhicule a fluctué autour de 3,8 années entre 1985 et 1992 et a augmenté depuis pour s'établir à 4,4 années en 1999 et à 4,5 ans en 2002.⁵ En plus de dépendre des périodes d'observation utilisés, les seuils estimés diffèrent de manière significative en fonction de l'hypothèse sur la structure des erreurs (BROOKS *et al.*, 1978). D'autre part, les courbes de croissance de l'équipement (fraction d'équipés en fonction du temps) sont le résultat de la diffusion du produit et de l'influence de facteurs économiques comme la croissance des revenus. La décomposition statistique des courbes de croissance observées en la contribution relative de chacune des composantes s'avère impossible avec des données disponibles en séries temporelles uniquement (BONUS, 1973). En raison de leur forme sigmoïde, les courbes de croissance observées sont fréquemment interprétées comme reflétant un processus de diffusion comme l'apprentissage par contagion. En particulier, quand la courbe est logistique, elle est considérée comme caractérisant une diffusion 'épidémique simple', c'est-à-dire sans effet des facteurs économiques. Analysant des courbes de croissance de plusieurs biens durables sur des séries de coupes transversales, BONUS (1973) montre que quand un processus de *diffusion par*

³ Voir *Demand Descriptors of Passenger Transport*, Deliverable D5 du projet SCENARIOS (4^{ème} PCRD), Octobre 1997.

⁴ Enquête nationale Transports (NPTS) de 2001. Voir *The Urban Transportation Monitor*, Vol. 17, No. 17, 19 septembre 2003.

⁵ Diverses éditions de *L'Industrie Automobile en France*, publication annuelle du Comité des Constructeurs Français d'Automobiles (CCFA).

apprentissage (dite *verticale*) est à l'œuvre, une courbe de croissance *asymétrique* est plus vraisemblable. Or, l'hypothèse sous-jacente à la courbe logistique est que la croissance est *symétrique*, le point d'inflexion se situant « à mi-chemin entre les deux asymptotes, qui correspondent respectivement au niveau 0 et au seuil maximal d'équipement S » (GALLEZ, 1994b, p. 94). L'observation d'une courbe logistique n'indique donc *pas* la présence d'une *diffusion par apprentissage* mais plutôt son absence.

Les modèles calibrés sur des données en coupe transversale pour estimer des relations de long terme reposent quant à eux sur l'hypothèse que les données observées correspondent à une situation d'équilibre, c'est-à-dire que tous les ménages ont opéré un ajustement complet à tout changement dans les facteurs pertinents pour leur comportement (DARGAY et VYTHOULKAS, 1999). Ce qui n'est pas le cas dans la pratique. Il est donc nécessaire d'étudier la motorisation dans un contexte d'évolution historique, prenant en compte explicitement l'histoire de la diffusion de l'automobile (GOODWIN *et al.*, 1987).

La plupart des profils de motorisation au cours du cycle de vie montrent des changements dans le temps, sous l'influence conjuguée du remplacement des générations et de l'évolution de facteurs liés à l'environnement économique général tels que le niveau de vie, les goûts des consommateurs et l'offre. La Figure 1 montre l'évolution du nombre moyen de voitures par adulte en France, différenciée suivant la génération de naissance de la personne de référence du ménage. Les points représentent les observations en 1980, 1985, 1990 et 1995.

Figure 1. *Evolution de la motorisation individuelle en France, par génération de naissance*



Sources : *Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages (ECAM, Insee)* et, pour 1995, panel *Parc-Auto* (Sofrès).

D'une part, on peut voir les différences entre niveaux de motorisation en fonction de l'âge : en reliant tous les points relatifs à la même année d'enquête, on obtient ce qui pourrait s'interpréter comme un profil de motorisation le long du cycle de vie (un tel profil est montré pour 1985 par la ligne en gras). Le nombre de voitures par adulte augmente et atteint un maximum quand le chef du ménage est âgé entre 35 et 39 ans et ensuite décroît (la baisse étant plus rapide après l'âge de 55-59 ans). D'autre part, la comparaison des niveaux d'équipement de cohortes successives au même âge montre des écarts qui peuvent s'expliquer, au moins en partie, par un accès différencié à l'automobile par les différentes générations à leurs époques respectives. Par conséquent, l'utilisation de séries temporelles agrégées n'est pas pertinente, puisqu'elles ne prennent pas en compte l'hétérogénéité individuelle. L'utilisation de données d'une seule coupe transversale non plus ne suffit pas, du fait que l'hétérogénéité des comportements dans le temps n'est pas prise en considération (PENDYALA *et al.*, 1995).

L'approche démographique suit dans le temps des générations successives. Des cohortes sont formées en regroupant les ménages selon la période de naissance du chef (ou personne de référence). Prenant appui sur le 'parallélisme' des profils au cours du cycle de vie associés aux différentes cohortes, un schéma d'analyse fondé sur un mécanisme additif des effets d'âge et de génération est utilisé. Des indicateurs économiques (notamment, de revenu et de prix) sont introduits dans le but d'identifier l'effet du contexte économique courant. Cette approche présente plusieurs avantages. En effet, elle prend en compte l'hétérogénéité dynamique des comportements individuels et 'endogénéise' le processus de diffusion. En outre, elle tient compte à la fois de l'influence des facteurs économiques sur les décisions d'équipement et des effets des évolutions démographiques (remplacement des générations, niveau et structure par âge de la population) sur la formation des grandeurs macroéconomiques (en l'occurrence, les parcs automobiles). Enfin, son utilisation à des fins de projection à long terme s'appuie sur des variables assez fiables (les projections démographiques sont suffisamment stables).

2.2.2. Trois dimensions liées du temps

La perspective longitudinale met en lumière l'impact de trois dimensions imbriquées du temps sur les comportements :

- l'âge, qui indique l'importance de la *position dans le cycle de vie* à travers l'effet du changement biologique avec l'âge sur les besoins et les aptitudes, la taille de la famille et sa composition par âge (nombre d'adultes, présence ou absence d'enfants), le nombre d'actifs, etc. Différentes demandes et contraintes caractérisent chaque étape du cycle de vie. Les membres de familles à la même étape voient leurs comportements sujets à peu près aux

mêmes pressions et contraintes, de sorte que la variabilité des comportements des ménages se trouvant dans la même étape tend à être moindre que celle entre différentes étapes (CLARKE et DIX, 1983). Cependant, il importe de garder à l'esprit que l'âge est un indicateur imparfait de la position dans le cycle de vie. Les individus (ou les familles) peuvent atteindre le même stade à différents âges : la durée des études, le service militaire, les normes culturelles et les ressources financières influencent les décisions de se marier ou d'avoir des enfants, par exemple. Certains individus peuvent même ne pas passer une phase particulière de développement, comme se marier ou avoir des enfants (LYDALL, 1955 ; GREENWOOD, 1983) ;

- la *génération* ou *cohorte*, qui identifie le comportement d'individus nés durant la même période, et donc ayant une expérience de vie commune, et permet ainsi de tenir compte de l'accès différencié à la voiture et à son usage (diffusion sociale de la voiture avec l'élévation du niveau de vie, possession du permis de conduire, ...). RYDER (1965) a montré le fort potentiel du concept de *cohorte* dans la compréhension du changement et prôné son adoption non seulement en démographie (sa propre discipline) mais aussi dans les sciences sociales et comportementales en général. Les analyses fondées sur le suivi de cohortes ont fourni de précieux éclairages sur l'évolution des comportements économiques comme l'épargne, la consommation, l'emploi et les salaires (voir, par ex., SHORROCKS, 1975 ; ZIGHERA, 1982 ; KESSLER et MASSON, 1985) ; et
- la *période*, qui reflète l'impact du contexte socio-économique global (niveau des revenus et des prix), de l'offre et des nouvelles habitudes de consommation comme l'engouement pour le diesel ou certains types de véhicules (4x4 ou voitures de ville, par exemple).

L'évaluation de l'effet de l'étape du cycle de vie fournit un profil type indiquant l'évolution des taux d'équipement en fonction de l'âge. L'introduction des effets de génération permet de placer ce profil dans une perspective historique, tenant compte des effets de diffusion liés à l'évolution des modes de vie, des contraintes institutionnelles, des besoins des consommateurs ou des caractéristiques de l'offre. Enfin, la prise en compte des effets de période permet de mesurer les effets des variations temporaires ou permanentes de l'environnement économique global sur les comportements des individus ou ménages.

2.2.3. Le modèle Age-Cohorte-Période

Cette approche requiert des données décrivant un élément du comportement du ménage ou de l'individu (ici, un indicateur d'équipement automobile) et permettant de suivre différentes cohortes sur une période suffisamment longue.

Elles peuvent être obtenues à partir d'un panel (renouvelé plus ou moins fréquemment), ou le plus souvent d'une série de coupes transversales indépendantes par la méthode de pseudo-panélisation (DEATON, 1985).

Notons $M_{c,t}$ une mesure de ce comportement (par exemple, le nombre moyen de voitures par ménage) à la date t pour des ménages dont le chef appartient à la cohorte c définie par l'année de naissance. Une relation exacte lie un âge a et une cohorte c à une période t :

$$c = t - a. \quad (1)$$

La décomposition Age-Cohorte-Période s'écrit :

$$M_{c,t} = \sum_a \alpha_a A(a) + \sum_c \alpha_c C(c) + \sum_t \beta_t P(t) + \varepsilon_{c,t} \quad (2)$$

où $A(a)$, $C(c)$ et $P(t)$ sont des variables indicatrices de l'âge a , de la cohorte c et de la période t , respectivement, et $\varepsilon_{c,t}$ est un terme d'erreur. La prise en compte explicite de facteurs économiques peut se faire par l'introduction, à la place des indicatrices de période, de variables économiques (revenu ou dépense totale, et prix réels) :

$$M_{c,t} = \sum_a \alpha_a A(a) + \sum_c \alpha_c C(c) + \beta_r \ln REV_c(t) + \beta_p \ln PRIX(t) + \varepsilon_{c,t} \quad (3)$$

où REV est la variable de revenu et $PRIX$ est un indice de prix relatif influençant la motorisation (coût d'achat incluant les voitures neuves et d'occasion ou coût total). La spécification semi-logarithmique permet de tenir compte de l'évolution de la sensibilité aux revenus et aux prix (avec l'évolution des niveaux d'équipement).

La multicolinéarité exacte due à l'équation (1) rend impossible l'identification de tous les coefficients du modèle sans restrictions sur les coefficients. Une indicatrice est donc exclue lors de l'estimation : les indicatrices d'âge couvrent le cycle de vie, alors que les indicatrices de génération caractérisent toutes les cohortes à l'exception d'une seule, notée c_0 , qui fait office de 'génération de référence' et par rapport à laquelle sont estimées les différences. De la sorte, chaque coefficient de génération α_c peut s'interpréter comme un écart entre la cohorte c et la 'génération de référence' c_0 . De plus, l'ensemble des coefficients d'âge peut être interprété comme le profil de motorisation le long du cycle de vie pour la 'génération de référence'.

Avec l'introduction de variables économiques, on obtient un modèle à effets fixes, avec la particularité que les données sont intrinsèquement 'incomplètes', les différentes cohortes n'étant pas observées aux mêmes âges aux mêmes périodes. L'inconvénient de la spécification à effets fixes est que la précision des coefficients

estimés de ces variables explicatives (au niveau individuel) est souvent médiocre. La raison en est que la seule variabilité dont il est tenu compte dans leur estimation est celle qui subsiste une fois que la variabilité entre individus et celle entre âges ont été retranchées (MAZODIER, 1971, pp. 65-66). Or, le revenu est fortement corrélé avec l'âge et les différences entre générations peuvent aussi être importantes. De plus, les besoins le long du cycle de vie sont hétérogènes, comme l'illustre le Tableau 1 dans le cas des ménages français. Chez les jeunes ménages, la motorisation croît plus vite que le revenu. Elle augmente aussi rapidement quand le chef du ménage est âgé d'environ 50 ans (les enfants adultes acquérant leur première voiture alors qu'ils vivent toujours chez leurs parents). Pour les ménages dont les chefs sont les plus âgés, le nombre de voitures par adulte a baissé durant une période où le revenu par unité de consommation a augmenté grâce à la revalorisation des retraites.

Tableau 1. *Variations du revenu et de la motorisation par génération en France*
(% 92-94/77-79)

Génération de naissance	Age		Motorisation (voit./adulte)	Revenu F1980/UC (*)	Elasticité apparente
	De	A			
1901-05	75	90	-33%	+1%	(-33)
1906-10	70	85	-16%	+22%	(-0,7)
1911-15	65	80	-8%	+18%	(-0,4)
1916-20	60	75	+3%	+12%	0,25
1921-25	55	70	+9%	+10%	0,90
1926-30	50	65	+17%	+21%	0,81
1931-35	45	60	+20%	+33%	0,61
1936-40	40	55	+8%	+33%	0,24
1941-45	35	50	+1%	+21%	0,05
1946-50	30	45	+4%	+8%	0,50
1951-55	25	40	+28%	+3%	(9,3)
1956-60	20	35	+93%	+18%	(5,2)
Ensemble			+32 %	+17 %	1,88

Source: D'après BERRI et MADRE (2001), Tableau 1, p. 155. Calculs à partir des *Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages* de l'INSEE, 1977-94.

(*) Unité de consommation (échelle d'Oxford : 1 pour le chef de ménage, 0,7 pour toute autre personne de 14 ans ou plus, 0,5 pour chaque enfant de moins de 14 ans).

Les variables de revenu sont donc introduites au niveau agrégé. Ce qui suppose que les revenus progressent au même rythme pour toutes les cohortes (progression moyenne nationale). Les différences entre cohortes n'apparaissent donc qu'à travers la constante (effets d'âge et de génération). Toutefois, l'utilisation d'un

indicateur agrégé est cohérente avec l'interprétation des effets de période comme les effets du contexte économique global auquel font face les ménages. De plus, dans l'exercice de projection, les hypothèses d'évolution des facteurs économiques (croissance et prix) sont relatives aux grandeurs agrégées (en général).

2.3. Une comparaison internationale

L'information sur la motorisation n'est pas exactement la même pour chaque pays. Nous avons donc retenu deux indicateurs disponibles pour la plupart d'entre eux : le nombre de voitures par ménage et la proportion de ménages motorisés.

Les données utilisées proviennent d'enquêtes nationales de budget des ménages : enquêtes en 1983, 1988 et 1993 pour l'Allemagne ; chaque année de 1977 à 1994 pour le Royaume Uni ; chaque année de 1985 à 1994 et 1996 pour l'Italie ; en 1979, 1984, 1989 et 1994 pour le Japon ; en 1985, 1990 et 1995 pour les Pays-Bas ; en 1987-90, 1992 et 1994-97 pour la Pologne ; pour les USA, entre 1980 et 1989 sauf 1982-83 (où seuls les ménages urbains étaient couverts) et 1986 pour laquelle les données sont incomplètes. Dans le cas des ménages français, les données sont fournies par les *Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages* (ECAM) de l'INSEE et couvrent la période 1977-94. Plus d'informations sur les sources utilisées sont données en annexe.

Les cohortes ont été formées en fonction de la période de naissance (année précise ou période de cinq ans) du chef de ménage (ou personne de référence). Les données disponibles étaient en général préalablement agrégées en classes d'âge du chef (classes de cinq ans dans le cas des ménages allemands, japonais et néerlandais ; âge exact dans le cas des ménages britanniques et polonais). Les données individuelles n'étaient disponibles que dans les cas des ménages français, italiens et américains.

2.3.1. Profils de motorisation

Les figures suivantes montrent l'évolution du nombre de voitures par ménage dans quatre pays, d'après les données d'enquête, pour les cohortes définies. Elles montrent des configurations différentes en termes de niveaux de motorisation, de profils le long du cycle de vie et d'écarts entre générations, reflétant la diversité des contextes économiques et socioculturels et des développements historiques de la motorisation entre pays.

L'histoire de la diffusion de l'automobile est différente en Europe et en Amérique du Nord, ainsi que dans les régions-capitales comparées aux régions provinciales. Par exemple, au début des années 1950, le niveau de motorisation au Québec était le triple de ce qu'il était en France (BUSSIERE, 1989).

Figure 2. Nombre de voitures par ménage - USA (1980, 84 et 89).

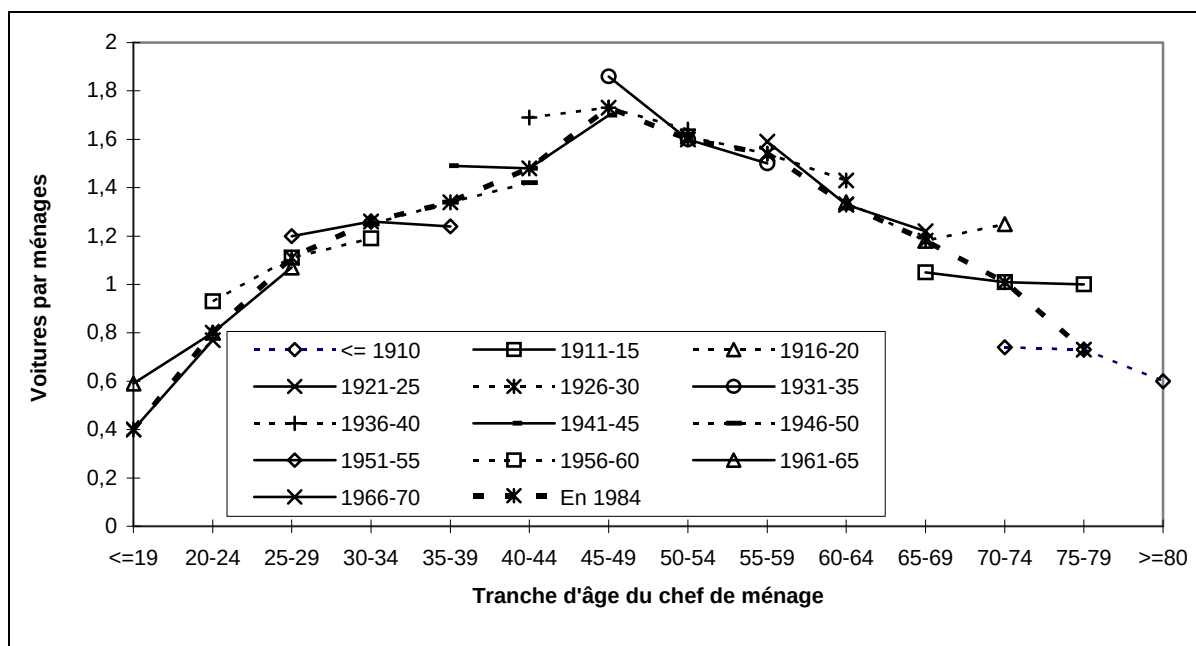


Figure 3. Nombre de voitures par ménage - Pays-Bas (1985, 90 et 95).

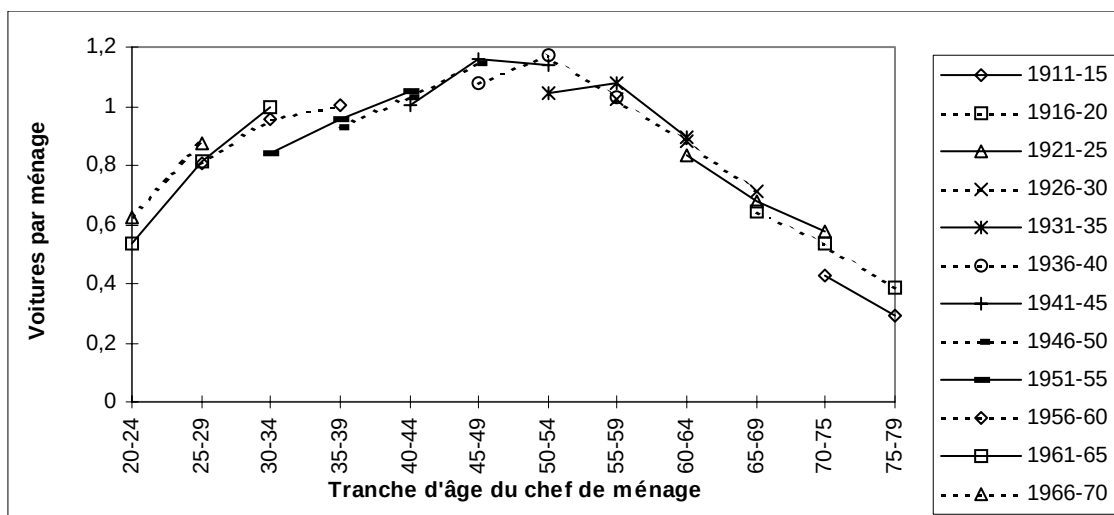


Figure 4. Nombre de voitures par ménage - Japon (1979, 84, 89 et 94).

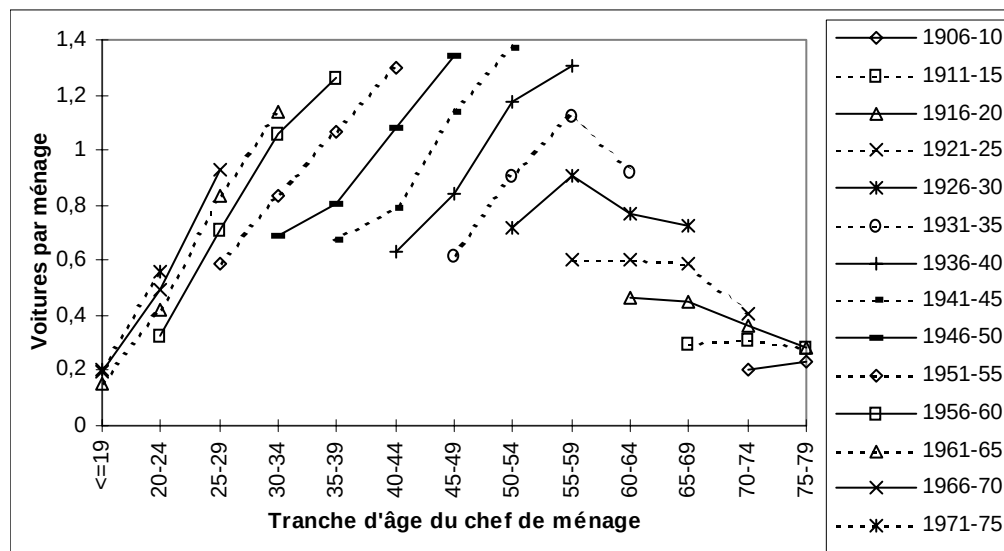
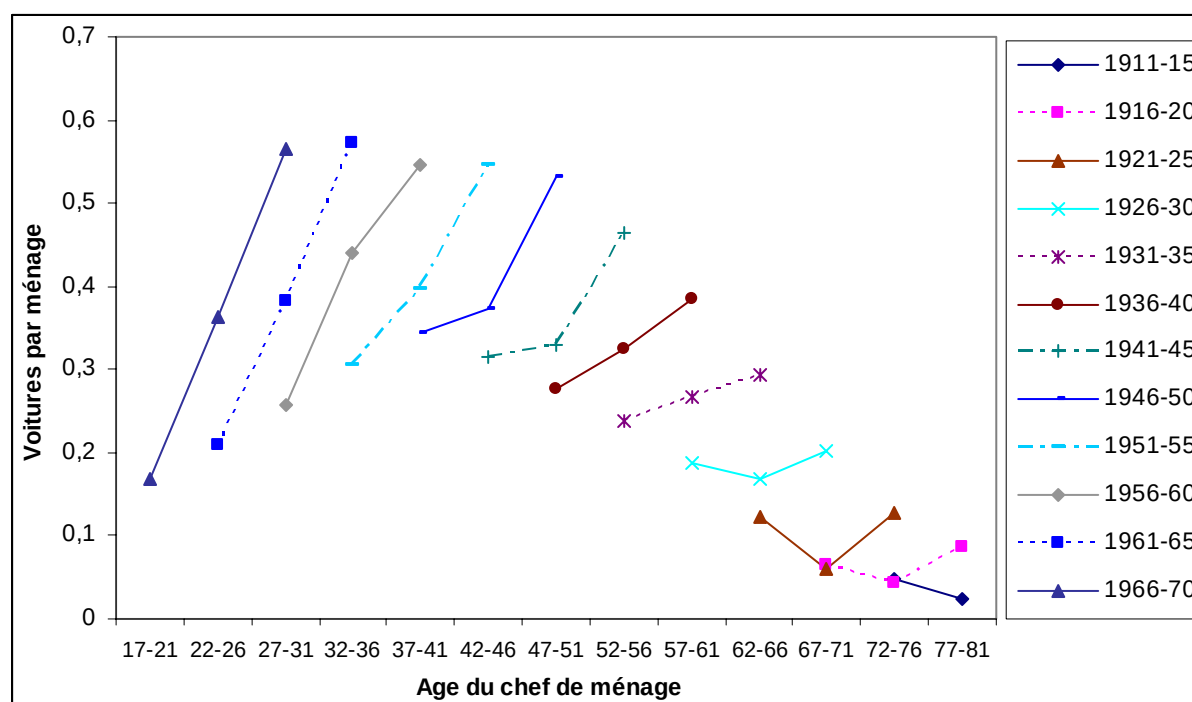


Figure 5. Nombre de voitures par ménage - Pologne (1987, 92 et 97).



2.3.2. Analyse comparative des comportements d'équipement

Comme les données pour le Japon, les Pays-Bas et l'Allemagne ne sont pas aussi détaillées que pour les autres pays, les générations ont été regroupées de façon à pouvoir mener des comparaisons. Ainsi, la génération la plus ancienne inclut tous les ménages dont le chef est né avant 1910. De même, le dernier groupe d'âge

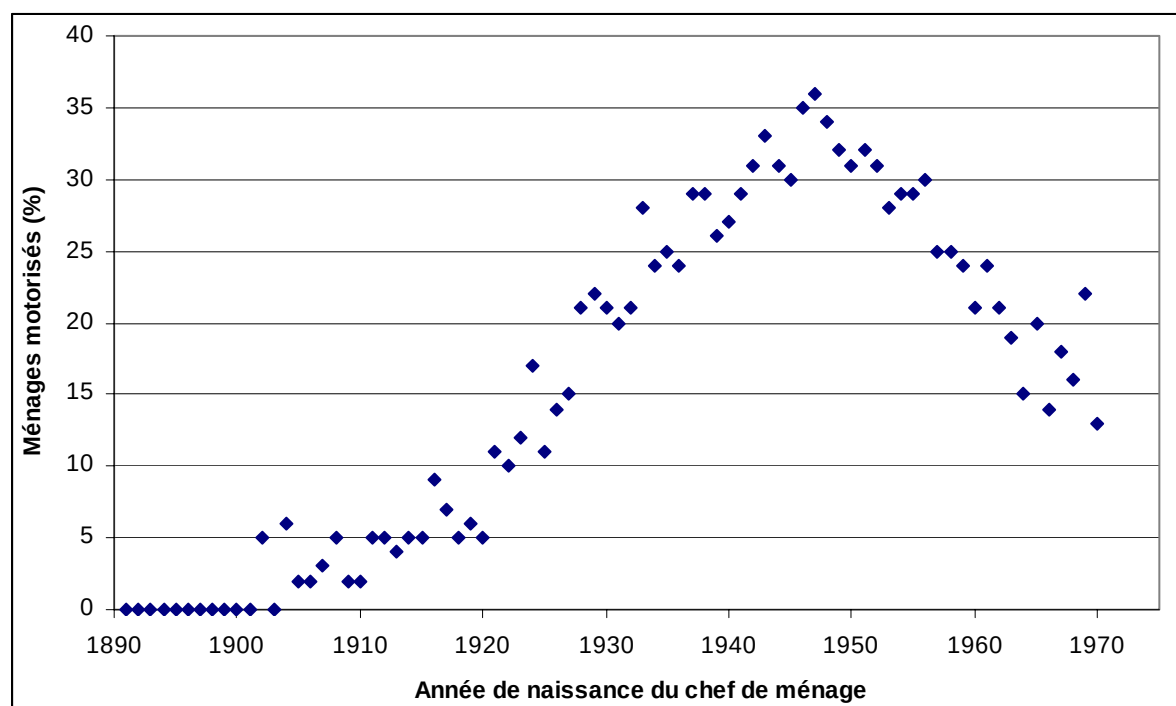
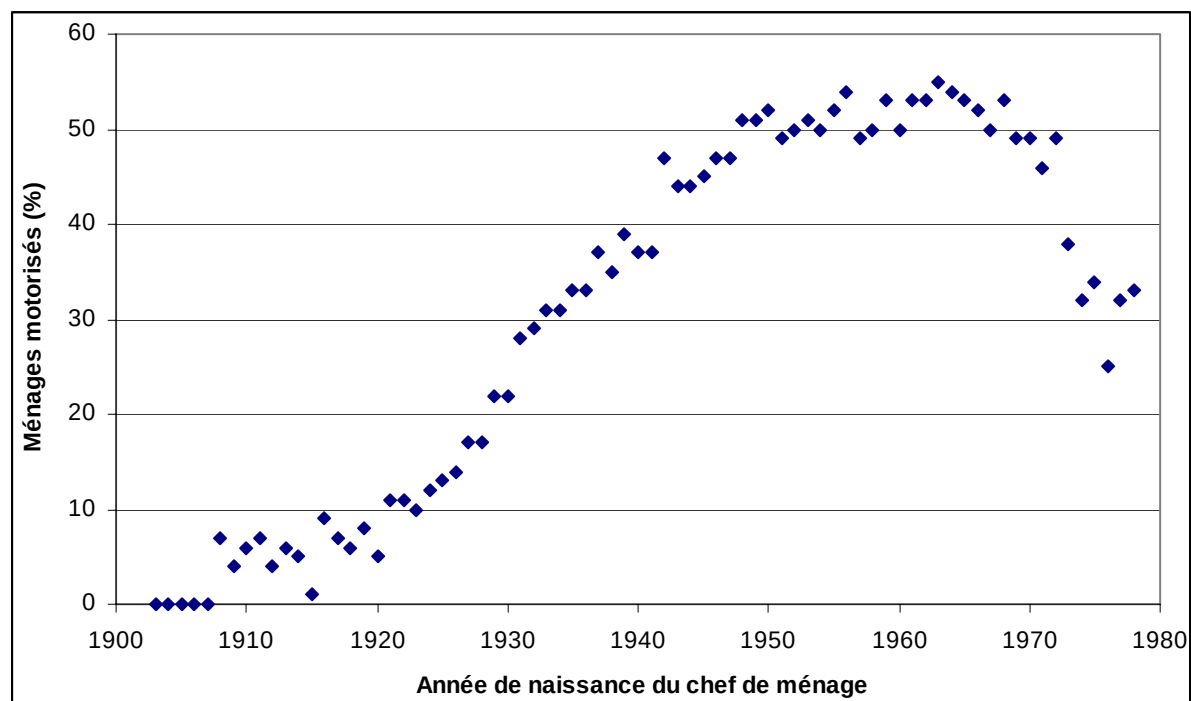
englobe les ménages dont le chef est âgé de 75 ans ou plus. Les ménages dont le chef est âgé de moins de 20 ans ne sont pas considérés dans l'analyse. Ils ne représentent pas une cohorte complète et homogène, du fait que les enfants quittent le domicile de leurs parents à différents âges, en fonction de la période, du groupe social, de la durée de la scolarité et de la situation de l'emploi. Les effets d'âge et de génération sont estimés moyennant des variables indicatrices par tranches de cinq ans. La génération de référence est celle née entre 1936 et 1940.

L'effet des revenus (réels) est pris en compte à travers la dépense totale par tête pour la France et le Japon, la dépense totale par ménage pour l'Italie et le Royaume Uni, la consommation finale des ménages par tête pour la Pologne et le revenu disponible par tête pour les Etats-Unis (durant l'année précédente, la possession de voitures étant observée durant le 1^{er} trimestre de chaque année). La variable de prix est un indice relatif des voitures et concerne aussi bien les véhicules neufs que d'occasion. Pour le Japon, seul le facteur revenu est pris en compte dans les estimations. Ni variables de revenu ni de prix ne sont introduites dans le cas de l'Allemagne et des Pays-Bas, le nombre de points d'observation étant trop faible pour les estimer.

Le modèle est estimé par la méthode des Moindres Carrés. L'hétéroscédasticité des erreurs due aux variations dans les effectifs des cellules est corrigée en pondérant les observations par $\sqrt{n_c}$, où n_c est l'effectif de la cohorte c , sauf dans les cas de l'Allemagne, du Japon et des Pays-Bas pour lesquels les tailles des cellules ne sont pas disponibles.

Régression logit dans le cas de la Pologne

Dans le cas des ménages polonais, l'utilisation de la proportion de ménages équipés comme variable dépendante donne lieu à des estimations erronées du taux de motorisation par âge pour certaines cohortes. Ce taux peut être négatif à certains âges (c'est le cas des plus anciennes cohortes) ou plus grand que 1 (principalement, pour les plus récentes cohortes) ! Ceci est dû à l'ampleur des écarts observés entre les différentes générations, avec de très faibles taux d'équipement, sinon nuls, pour les plus anciennes. Les écarts par rapport à ces anciennes cohortes vont grandissant avec la forte progression de l'équipement après la période de transition (Figures 6 et 7). Le même problème se pose pour le nombre de voitures par ménage, cet indicateur étant presque identique à la proportion de ménages équipés en raison de la faiblesse du multi-équipement (moins de 3%, en général).

Figure 6. *Proportion de ménages équipés - Pologne (1987)*Figure 7. *Proportion de ménages équipés - Pologne (1996)*

Pour pallier cette insuffisance du modèle linéaire de probabilité (prédiction de probabilités ou proportions en dehors de l'intervalle $[0,1]$), une transformation *logit* est opérée sur la variable dépendante :

$$L = \ln \left(\frac{y}{(1-y)} \right), \quad (4)$$

où y est la proportion d'équipés et $y/(1-y)$ est le 'rapport de chances' (*odds ratio*) en faveur de la présence d'un véhicule automobile dans le ménage. L prend ses valeurs entre $-\infty$ et $+\infty$. La transformation *logit* « étire » les queues de la distribution de sorte à faire apparaître une variation significative parmi les petites ou les grandes proportions beaucoup mieux que ne le permet le seul examen des proportions elles-mêmes. Au 'milieu' de la distribution (proportions autour de 0,5), les proportions et les *logits* montrent des résultats similaires (MUKHERJEE *et al.*, 1998, chap. 9).

Un inconvénient de la transformation réside dans l'exclusion des valeurs extrêmes (0 et 1). Sur les 635 observations disponibles sur la période considérée pour l'estimation,⁶ 84 affichent un pourcentage de ménages équipés (et donc un nombre de voitures par ménage) nul. La restriction de l'analyse aux âges compris entre 20 et 90 ans laisse 528 observations utilisées dans les régressions.

Le terme d'erreur est là encore hétéroscédastique, non seulement du fait de la variation de la taille des cellules, mais aussi parce qu'à l'intérieur de chaque groupe c le nombre de « succès » suit une loi binomiale pour laquelle y_c dépend des valeurs des variables explicatives (MUKHERJEE *et al.*, 1998, p. 327). La variance de l'erreur ε_c est approximativement égale à

$$V(\varepsilon_c) = \frac{1}{n_c P_c (1 - P_c)}, \quad (5)$$

où n_c est le nombre d'observations du groupe c et P_c est la probabilité de « succès » pour un membre du groupe (DRAPER et SMITH, 1981, pp. 238-239). Si la taille n_c est suffisamment grande, la distribution binomiale peut être approximée par une loi normale comme suit (MUKHERJEE *et al.*, 1998, p. 327) :

$$\varepsilon_c \sim N \left(0, \frac{1}{n_c P_c (1 - P_c)} \right). \quad (6)$$

Le modèle est estimé par les Moindres Carrés et l'hétéroscédasticité corrigée en pondérant les observations par $\sqrt{n_c y_c (1 - y_c)}$, où n_c est l'effectif de la cohorte c et

⁶ Les observations en 1997 ne sont pas exploitées du fait que les valeurs des variables économiques relatives à cette année ne sont pas disponibles.

y_c est la proportion observée. Le profil de l'équipement automobile par âge simulé pour une cohorte donnée s'obtient par une transformation anti-logarithmique des *logits* de l'indicateur de motorisation par âge estimés pour cette cohorte :

$$y_c = \frac{1}{1 + \exp(-L_c)}, \quad (7)$$

où L_c est le *logit* de la proportion y_c .

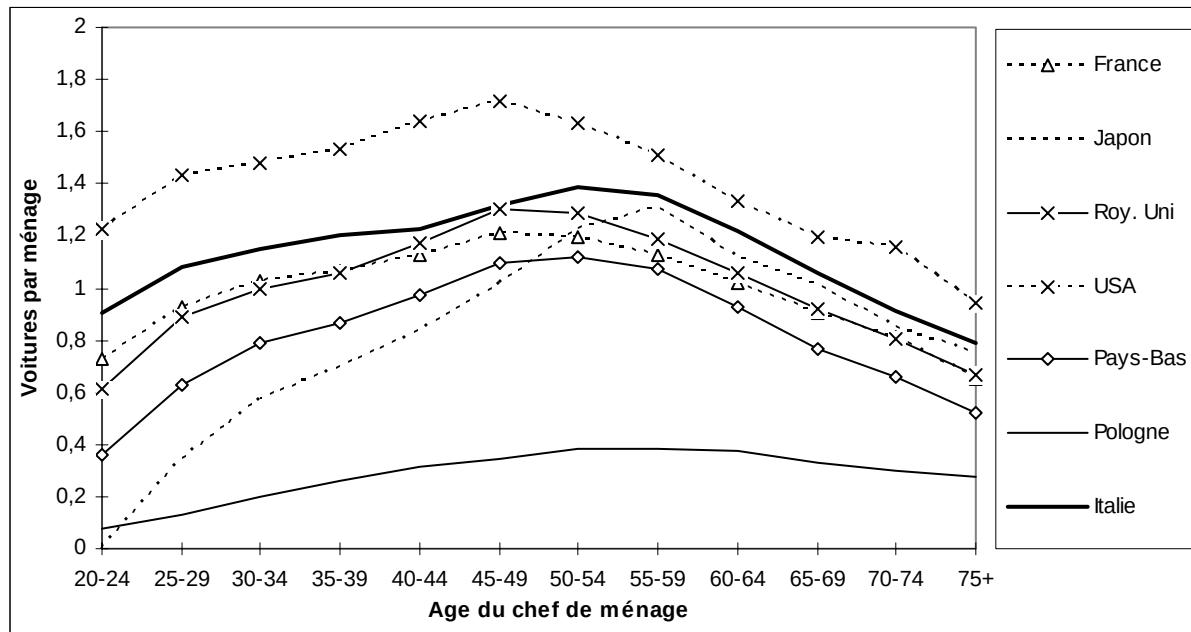
Les élasticités par rapport aux variables de revenu et de prix sont données par le ratio du coefficient estimé de la variable explicative sur la moyenne, sur l'ensemble des ménages, de la variable dépendante à une période donnée ($\hat{\eta}_{y,x}(t) = \hat{\beta}_x / \bar{y}_t$, où $\bar{y}_t$ est la moyenne de l'indicateur de motorisation en t). Dans le cas d'une transformation *logit* sur la variable dépendante, on a une expression différente : $\hat{\eta}_{y,x}(t) = (1 - \bar{y}_t) \hat{\beta}_x$, où $\bar{y}_t$ est la proportion totale en t . Dans les deux cas, la sensibilité à l'évolution de la variable explicative diminue à mesure qu'augmente le niveau d'équipement moyen. Dans les tableaux synthétisant les effets de période, les élasticités estimées se rapportent à la dernière année d'observation pour chaque pays.

Les chiffres représentés sur les graphiques suivants sont les valeurs des différents indicateurs de motorisation calculés par le modèle, c'est-à-dire obtenues à partir des coefficients estimés des indicatrices de génération et d'âge.

2.3.2.1. Le nombre de voitures par ménage

Considérons d'abord, sur l'exemple de la génération 1936-40, comment le nombre de voitures par ménage varie au cours du cycle de vie (Figure 8). A tous les stades du cycle de vie, cette proportion est plus élevée (respectivement, plus faible) aux USA (respectivement, en Pologne) que dans les autres pays. La Pologne mise à part, les plus faibles niveaux de motorisation s'observent au Japon pour les ménages jeunes et aux Pays-Bas pour les plus âgés ; la France et le Royaume Uni montrent des évolutions très proches. Dans tous les cas, le nombre moyen de voitures augmente au début du cycle de vie, atteint un maximum puis décroît. Le maximum est atteint quand l'âge du chef du ménage est de 45 à 49 ans en France, au Royaume Uni et aux Etats-Unis, d'environ 55 ans en Italie, aux Pays-Bas et en Pologne, et aux alentours de 60 ans au Japon. Ce maximum est d'environ 1,7 voitures par ménage aux USA, 1,4 en Italie, 1,3 au Royaume Uni et au Japon, 1,2 en France, 1,1 aux Pays-Bas, et d'un peu moins de 0,4 en Pologne. Pour les plus âgés, le nombre moyen de voitures par ménage est à peu près le même en France, au Japon et au Royaume Uni (environ 0,8 pour les 70-74 ans et 0,7 pour les 75 ans et plus).

Figure 8. *Nombre de voitures par ménage au cours du cycle de vie :
génération 1936-40*

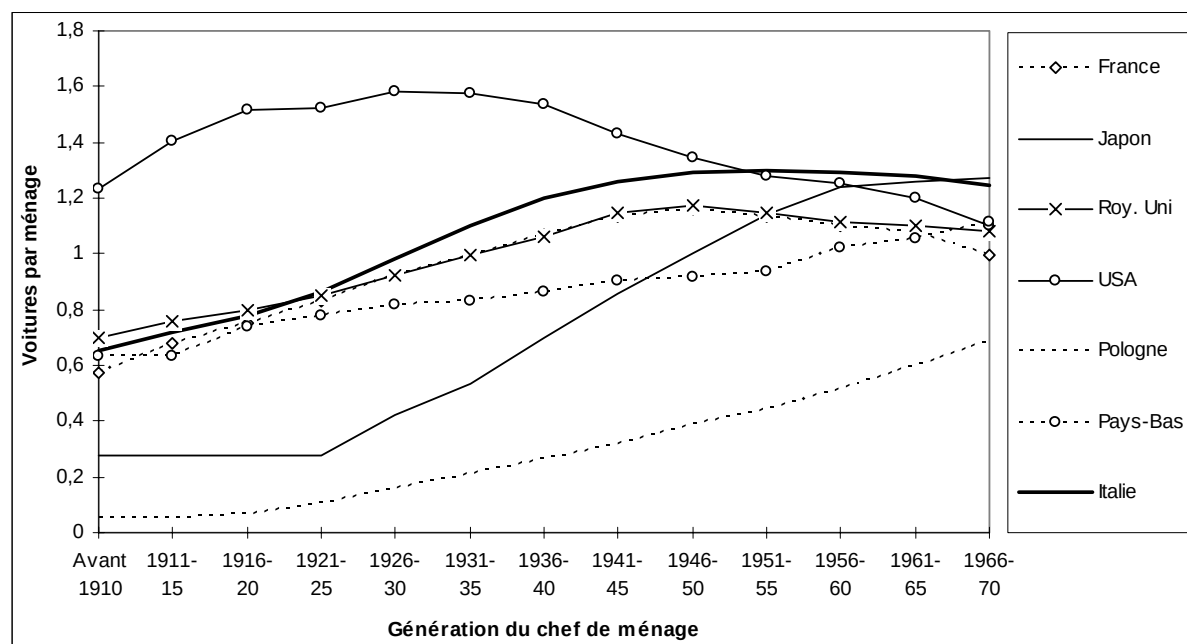


Les écarts entre générations sont montrés à l'aide de leurs niveaux de motorisation simulés par le modèle pour le même âge (35-39 ans), à différents points du temps (Figure 9). Comme noté sur les exemples de Paris et Montréal (BUSSIÈRE *et al.*, 1994), il semble qu'il y a une génération avec des taux de motorisation maximum dans presque tous les pays considérés : au même âge, ceux nés après 1950 possèdent moins de voitures au Royaume Uni et en France, alors qu'au Japon il n'y a presque pas de différences entre les générations nées après 1955. Comme on pouvait s'y attendre, la génération la plus motorisée aux USA est née plus tôt (dans les années 1930). Comparée à la génération la plus motorisée, la cohorte née durant la seconde moitié des années 1960 dispose de 0,48 voiture en moins aux USA,⁷ de 0,17 en moins en France et de 0,1 au Royaume Uni. L'écart entre la génération la plus motorisée et les générations nées au début du siècle est plus important que l'écart entre les cohortes récentes (l'écart est moins marqué aux Etats-Unis où la motorisation s'était développée 20 ans plus tôt qu'en Europe occidentale). L'équipement plus faible des jeunes générations peut s'expliquer, notamment, par une durée de plus en plus longue des études ou du chômage (par ex., difficulté à trouver un premier emploi après les études).

⁷ Toutefois, une telle différence peut aussi être due au choix de mini-vans et de véhicules de sport (classés dans la catégorie 'trucks' ou camions ; voir note ci-dessous) à la place de voitures particulières par les jeunes générations.

Le cas de la Pologne est différent car l'équipement automobile s'est développé beaucoup plus tard (dans les années 1990) que dans les autres pays. De ce fait, le nombre de voitures par ménage y est toujours plus élevé chez les nouvelles générations.

Figure 9. *Ecart de génération : nombre de voitures par ménage à 35-39 ans*



Concernant les effets de période, l'élasticité à la dépense totale est significativement plus faible aux USA (0,15) et au Japon (0,26) qu'en Italie et en France (0,42), en Pologne (0,46) ou au Royaume Uni (0,58). La sensibilité aux variations des prix d'achat des véhicules est plus élevée en Italie que dans les autres pays (Tableau 2).

Tableau 2. *Effets du revenu et des prix – Nombre de voitures par ménage*

	R ² ajusté	Dépense totale			Prix d'achat		
		Coeff.	Ecart- type	Elasticité	Coeff.	Ecart- type	Elasticité
France	0,948	0,462	0,055	0,42 [0,32 ; 0,52]	-0,185	0,046	-0,17 [-0,25 ; -0,09]
Italie	0,976	0,464	0,076	0,42 [0,28 ; 0,55]	-0,552	0,073	-0,50 [-0,62 ; -0,37]
Pologne	0,916	0,795	0,125	0,46 [0,21 ; 0,70]	-0,346	0,028	-0,20 [-0,25 ; -0,14]
Roy. Uni	0,934	0,562	0,075	0,58 [0,43 ; 0,73]	-0,125	0,054	-0,13 [-0,24 ; -0,02]
Japon	0,979	0,280	0,104	0,26 [0,07 ; 0,45]			
USA	0,826	0,187	0,194	0,15 [$\leq 0,53$]	(**)		

Sources : Enquêtes de budget pour les Etats-Unis (1^{er} trim. : 1980-81, 1984-1985, 1987-89), l'Italie (1985-94, 1996), le Japon (1979, 1984, 1989 et 1994), la Pologne (1987-90, 1992, et 1994-96) et le Royaume Uni (1977-94) ; enquêtes de conjoncture pour la France (1977-94).

Notes :

- (1) Le R² ajusté est celui de la régression comprenant un terme constant.
- (2) Les élasticités sont estimées pour la dernière période observée (1989 dans le cas des USA et 1994 pour la France, le Japon et le Royaume Uni, et 1996 pour l'Italie et la Pologne).
- (3) Les intervalles de confiance à 95% pour les élasticités sont indiqués entre crochets. Seule une borne d'un intervalle est mentionnée si l'autre borne présente un signe erroné (compte tenu de la précision de l'estimation).
- (4) Pour les USA, les estimations des effets de période sont de faible précision et de ce fait peuvent présenter un signe erroné (signalé par le symbole (**)).
- (5) Dans le cas de la Pologne, les coefficients sont ceux d'une régression dont la variable dépendante est une transformée *logit* de l'indicateur de motorisation. Par contre, l'élasticité est celle de l'indicateur lui-même.

2.3.2.2. La proportion de ménages motorisés

Sur l'exemple de la génération 1936-40 (Figure 10), remarquons à nouveau que, à tous les stades du cycle de vie, les plus faibles pourcentages de ménages motorisés s'observent en Pologne. Les ménages italiens et américains enregistrent les plus forts taux d'équipement. Notons que la proportion croît rapidement au début du cycle de vie du ménage, mais l'âge auquel son niveau le plus élevé est atteint diffère d'un pays à l'autre. Par exemple, en France et aux USA, elle atteint son maximum (environ 85%) quand le chef du ménage est âgé de 30 à 40 ans. Au Royaume Uni et en Allemagne de l'Ouest, ce maximum s'observe un peu plus tard (à l'âge de 40-44 ans) et à un niveau moins élevé (environ 82% et 84%, respectivement). Au Japon, il y a beaucoup moins de jeunes ménages motorisés et le pourcentage de motorisés augmente jusqu'à l'âge de 55-59 ans où il atteint 80%. A un âge avancé (par exemple, 70-75 ans), et en dehors de la Pologne, les moins motorisés sont les japonais (45% des ménages ne possèdent pas de voiture), suivis

par les britanniques et les français (environ 40%) et, enfin, les américains (avec seulement 20% de non équipés).

Figure 10. *Ménages motorisés au cours du cycle de vie : génération 1936-40*

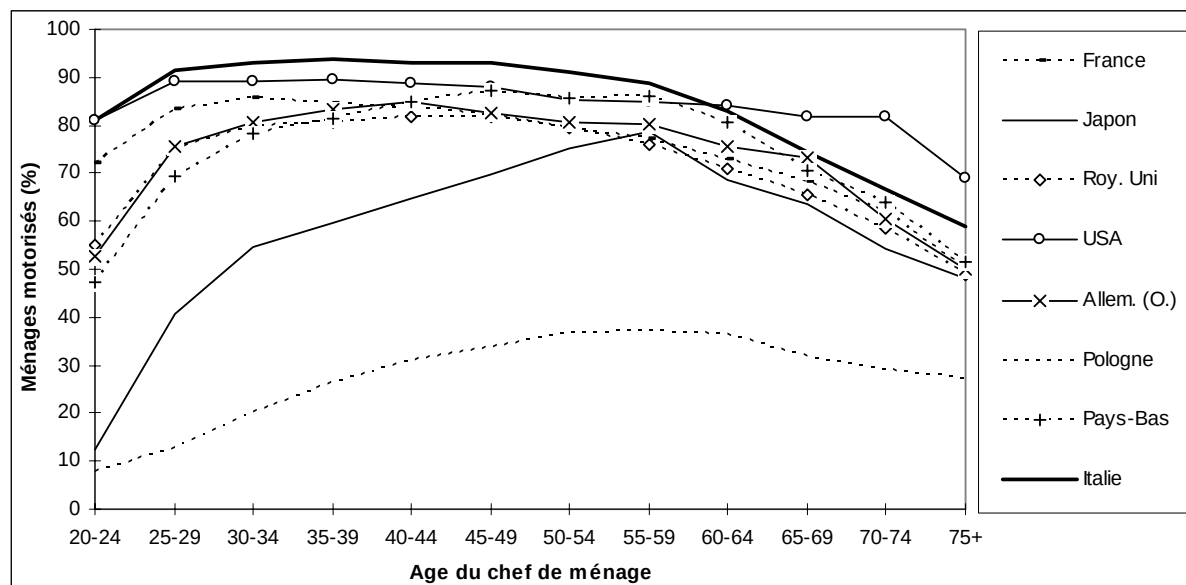
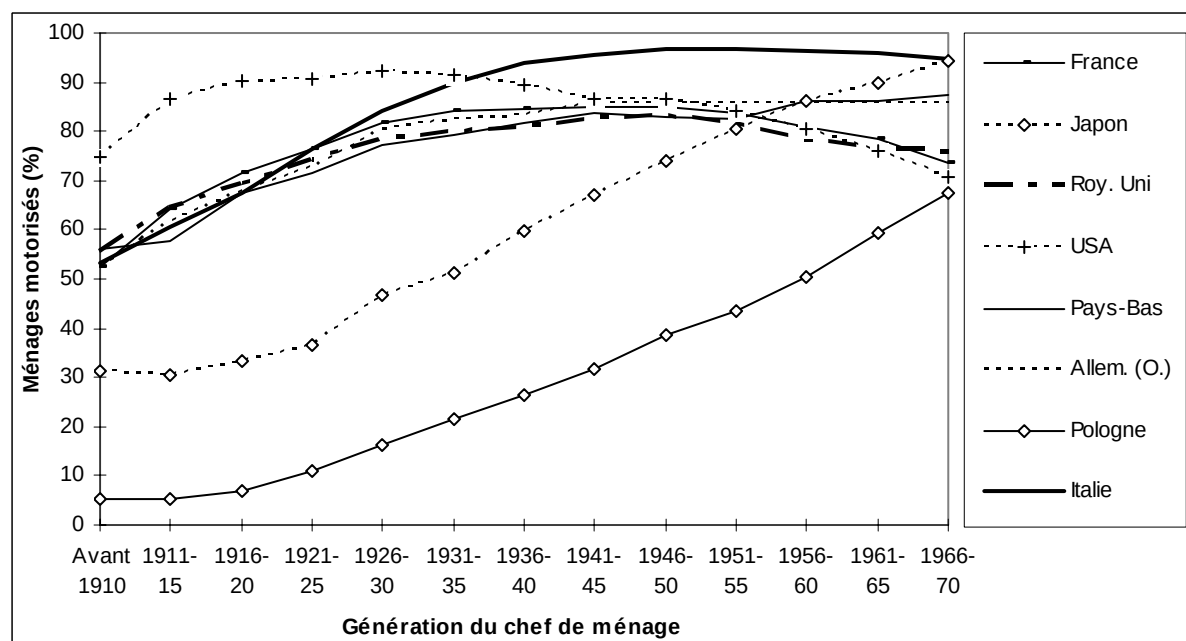


Figure 11. *Écarts de génération : ménages motorisés à 35-39 ans*



Les écarts entre générations représentés par la proportion de ménages équipés quand le chef est âgé de 35-39 ans (Figure 11), montrent une cohorte avec le pourcentage maximum dans tous les pays considérés, sauf au Japon et en Pologne. Ces générations sont nées entre 1910 et 1930 aux USA, entre 1930 et 1955 au

Royaume Uni et en France. Comparée à cette génération, la génération née dans la seconde moitié des années 1960 a une proportion de ménages motorisés inférieure de 14 points aux USA, de 11 points en France et de 7 points au Royaume Uni. En Allemagne de l'Ouest, en Italie et aux Pays-Bas, il n'y a pratiquement pas de différences entre les plus jeunes générations.

Pour ce qui est des effets des facteurs économiques, les ménages polonais et japonais sont les plus sensibles aux variations du revenu (élasticités de 0,44 et 0,4, respectivement), suivis des britanniques (0,3) et enfin des français et des italiens (environ 0,2). La sensibilité à l'évolution des prix des véhicules est aussi plus importante chez les ménages polonais, la plus faible élasticité étant enregistrée par les ménages italiens (Tableau 3). Ces résultats sont conformes aux écarts encore croissants entre les générations en Pologne et au Japon, indiquant que ces deux pays (surtout la Pologne où les niveaux d'équipement sont les plus bas) sont plus loin de la saturation que ne le sont les trois autres.

Tableau 3. *Effets du revenu et des prix – Ménages motorisés (%)*

	R ² ajusté	Dépense totale			Prix d'achat		
		Coeff.	Ecart- type	Elasticité	Coeff.	Ecart- type	Elasticité
France	0,938	0,164	0,036	0,21 [0,12 ; 0,30]	-0,111	0,030	-0,14 [-0,22 ; -0,07]
Italie	0,983	0,136	0,044	0,17 [0,06 ; 0,28]	-0,021	0,042	-0,03 [>-0,13]
Pologne	0,919	0,754	0,121	0,44 [0,20 ; 0,68]	-0,338	0,028	-0,20 [-0,25 ; -0,14]
Roy. Uni	0,925	0,205	0,047	0,30 [0,16 ; 0,44]	-0,069	0,034	-0,10 [-0,20 ; 0]
Japon	0,984	0,285	0,056	0,40 [0,24 ; 0,56]			

Sources : Enquêtes de budget pour les Etats-Unis (1^{er} trim. : 1980-81, 1984-1985, 1987-89), l'Italie (1985-94, 1996), le Japon (1979, 1984, 1989 et 1994), la Pologne (1987-90, 1992, et 1994-96) et le Royaume Uni (1977-94) ; enquêtes de conjoncture pour la France (1977-94).

Notes :

- (1) Le R² ajusté est celui de la régression comprenant un terme constant.
- (2) Les élasticités sont estimées pour la dernière période observée (1994 pour la France, le Japon et le Royaume Uni, et 1996 pour l'Italie et la Pologne).
- (3) Les intervalles de confiance à 95% pour les élasticités sont indiqués entre crochets. Seule une borne d'un intervalle est mentionnée si l'autre borne présente un signe erroné (compte tenu de la précision de l'estimation).
- (4) Dans le cas de la Pologne, les coefficients sont ceux d'une régression dont la variable dépendante est une transformée *logit* de l'indicateur de motorisation. Par contre, l'élasticité est celle de l'indicateur lui-même.
- (5) Pour les USA, les estimations des effets de période sont soit non précises soit avec un signe erroné du fait de cette faible précision.

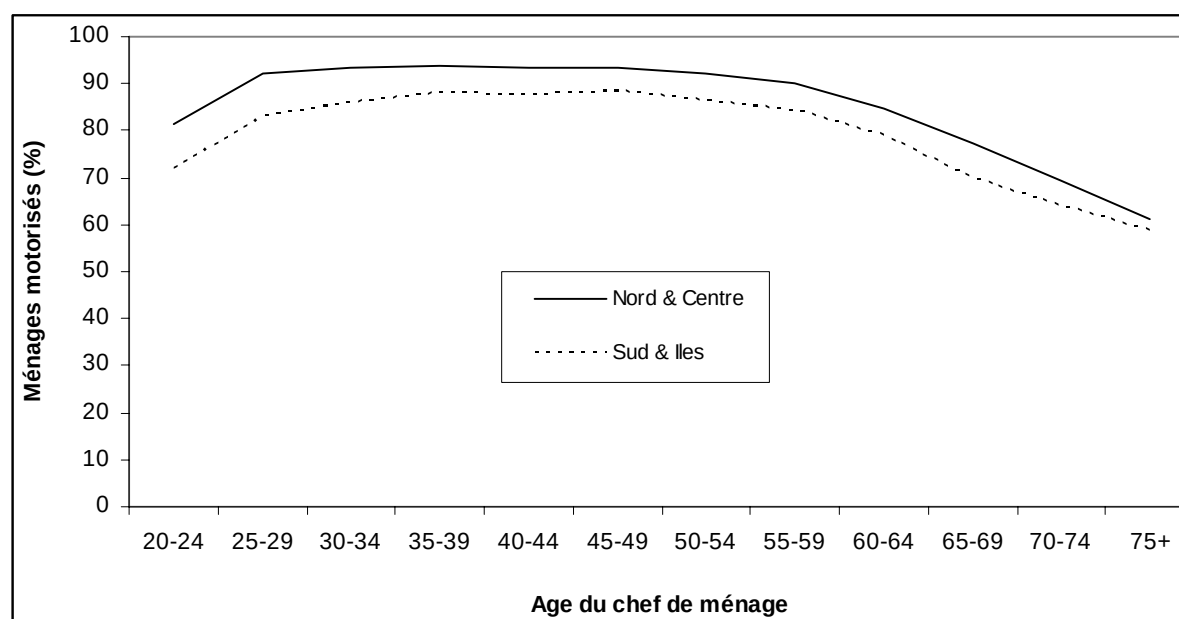
2.3.3. Une comparaison entre régions italiennes

Les régions italiennes présentent des niveaux de développement économique et de richesse différents, particulièrement le Nord et le Sud.⁸ Ainsi, le produit intérieur brut réalisé dans le Nord représente plus du double de celui réalisé dans le Sud (542 milliards d'euros contre 237 milliards, en 1996), alors que l'écart de population entre les deux régions est plus réduit (25,834 millions contre 20,850 millions au 1^{er} janvier 2001). La région Centre présente une situation intermédiaire. Le taux de chômage est beaucoup plus élevé au Sud (21,0% contre 4,7% au Nord et 8,3% au Centre, en 2000).

Ces différences sont de nature à induire des disparités entre régions en matière d'équipement automobile des ménages. La comparaison de deux grandes régions met en évidence des différences aussi bien dans le niveau de motorisation que dans sa diffusion temporelle avec le renouvellement des générations. La première région est formée du Nord et du Centre du pays et la seconde regroupe le Sud et les Iles (la Sicile et la Sardaigne).

Quel que soit l'âge du chef, pour la génération de 1936-40 la proportion de ménages équipés est plus élevée dans la partie nord du pays que dans le sud et les îles, les écarts ne se réduisant qu'au-delà de 70 ans. Dans les deux régions, le taux maximal d'équipement est atteint vers 25-30 ans et ne décline qu'à partir de la soixantaine (Figure 12).

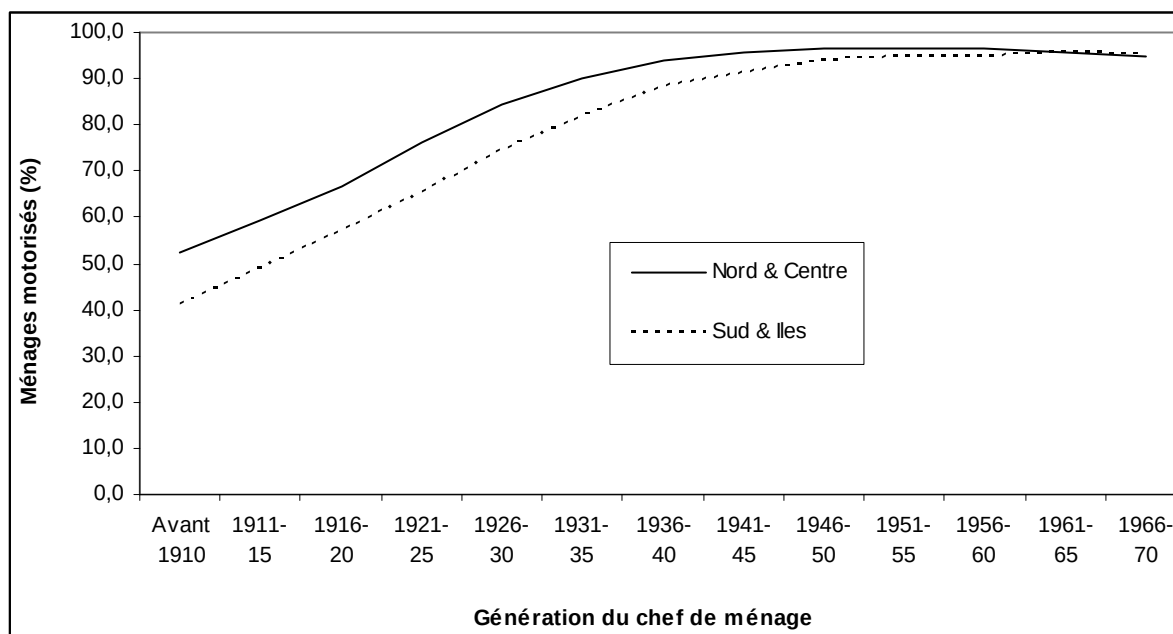
Figure 12. *Ménages motorisés au cours du cycle de vie : génération 1936-40*
Régions italiennes



⁸ ISTAT (2001, 2002).

A l'âge de 35-39 ans, l'écart est conséquent entre les anciennes générations des deux régions (environ 10 points de pourcentage). Cet écart se rétrécit graduellement entre celles nées à partir des années 1930 jusqu'à disparaître complètement entre les cohortes les plus récentes (celles des années 1960), reflétant une diffusion plus tardive de l'automobile dans le Sud et les Iles. Dans les deux régions, les écarts sont quasiment inexistantes entre les générations nées après 1945 (Figure 13).

Figure 13. *Ecart de génération : ménages motorisés à 35-39 ans*
Régions italiennes



Le nombre de voitures par ménage est également plus élevé au Nord et au Centre qu'au Sud et dans les Iles à toutes les étapes du cycle de vie (Figure 14). L'écart est maximal entre 50 et 60 ans. C'est aussi l'âge où l'équipement est le plus important pour les ménages des deux régions. L'équipement dans le Sud et les Iles plafonnant à 1,1 voiture par ménage, l'écart est essentiellement dû à l'importance du multi-équipement. Outre le niveau de revenu et le nombre de titulaires de permis de conduire, les écarts en termes de multi-équipement peuvent s'expliquer dans une large mesure par des différences dans le nombre d'actifs par ménage. En effet, bien que les taux d'activité (rapport entre la force de travail et la population âgée de 15 ans ou plus) des hommes sont proches, celui des femmes est plus faible dans le Sud comparé au Nord et au Centre (ISTAT, 2001, p. 30).⁹

⁹ Les taux d'activité des femmes sont de 40,8% au Nord, de 37,3% au Centre et de seulement 28,4% au Sud. Ceux des hommes sont quant à eux de 62,9% au Nord, de 60,5% au Centre et de 60,4% au Sud.

Figure 14. *Nombre de voitures par ménage au cours du cycle de vie :
génération 1936-40 – Régions italiennes*

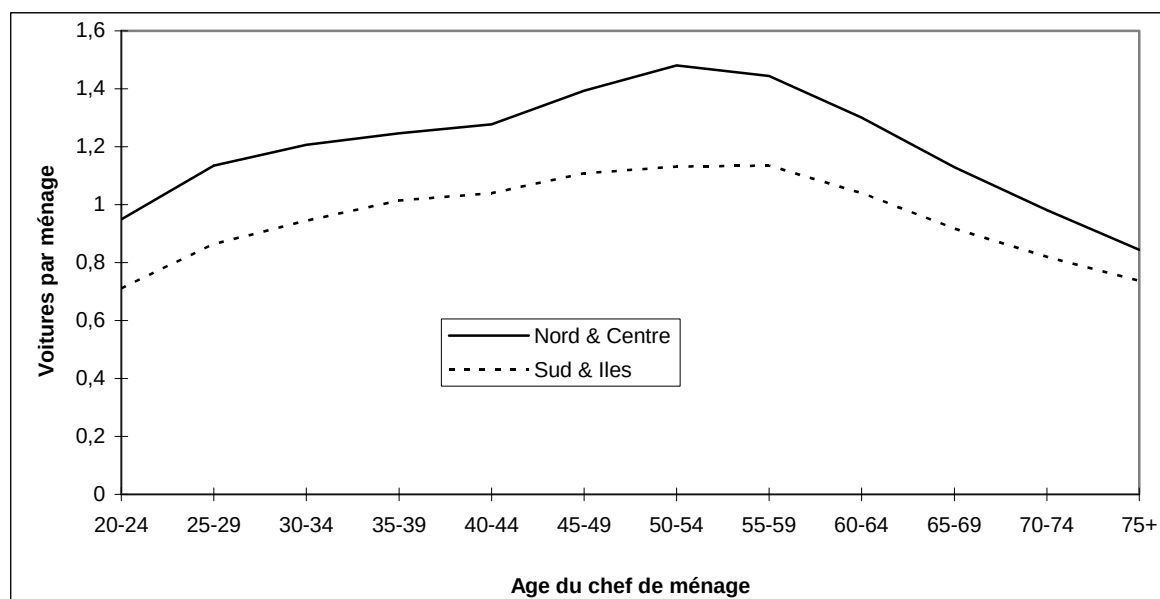
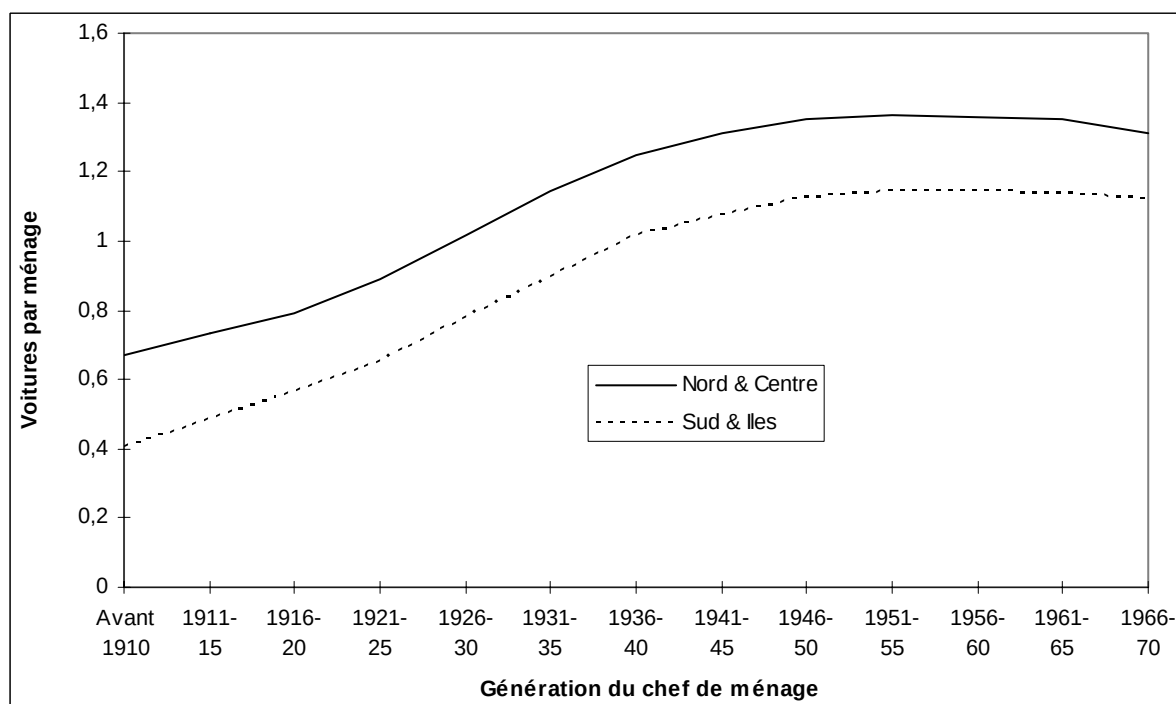


Figure 15. *Ecart de génération : nombre de voitures par ménage à 35-39 ans
Régions italiennes*



A nouveau, que ce soit au nord ou au sud, les générations nées après 1945 ne présentent pas de différences d'équipement au même âge. Toutes devraient être à 95% équipées à l'âge de 35-39 ans. Cependant, l'écart entre les ménages des deux régions ne s'estompe pas pour les jeunes générations, comme observé dans le cas

du pourcentage d'équipés (Figure 15). Cet écart persistant entre les jeunes cohortes des deux régions s'explique par des différences en matière de multi-équipement.

Bien que la diffusion de la voiture dans le Sud et les Iles ait permis de réduire le fossé d'avec le Nord et le Centre en termes de proportion d'équipés, du moins chez les générations les plus récentes, il reste une marge de progression en niveau d'équipement par ménage. Cette progression devrait dépendre de l'évolution des revenus. De fait, les ménages résidant dans le Sud et les Iles sont plus sensibles à l'évolution des revenus que ceux des régions Nord et Centre (Tableau 4). Ainsi, l'élasticité est de 0,5 contre 0,3 pour le nombre de voitures par ménage. La sensibilité aux prix des véhicules est du même ordre dans les deux parties du territoire (-0,5). Les effets des facteurs économiques sur le pourcentage de motorisés sont très faibles et statistiquement non significatifs, sauf pour le revenu dans le Sud et les Iles (élasticité d'environ 0,4) probablement du fait du sous-équipement des générations les moins récentes.

Tableau 4. *Effets du revenu et des prix – Régions italiennes*

	R ² ajusté	Dépense totale			Prix d'achat			
		Coeff.	Ecart- type	Elasticité	Coeff.	Ecart- type	Elasticité	
<i>Nombre de voitures par ménage</i>								
Nord & Centre	0,967	0,328	0,077	0,28 [0,15 ; 0,41]	-0,610	0,086	-0,52 [-0,66 ; -0,37]	
Sud & Iles	0,961	0,508	0,133	0,52 [0,25 ; 0,79]	-0,501	0,106	-0,51 [-0,73 ; -0,30]	
<i>Ménages motorisés (%)</i>								
Nord & Centre	0,976	0,026	0,041	0,03 [$<0,13$]	0,001	0,046	0,00 [$>-0,11$]	
Sud & Iles	0,970	0,271	0,092	0,35 [0,11 ; 0,58]	-0,063	0,073	-0,08 [$>-0,26$]	

Sources : Enquêtes de budget des ménages (1985-94, 96).

Note : Elasticités en 1996.

2.4. Projections à long terme des parcs automobiles

Sur la base des estimations présentées plus haut, les parcs ont été projetés aux horizons 2010 et 2020 (BERRI et MADRE, 2000). Nous présentons les résultats pour les pays pour lesquels nous disposions de projections de la population des ménages : jusqu'en 2010 pour le Japon et les Etats-Unis et jusqu'en 2020 pour la France et les Pays-Bas.¹⁰ Nous nous limitons ici aux projections basées uniquement sur les effets démographiques, du fait qu'il n'a pas été possible de considérer des hypothèses alternatives d'évolution des variables économiques pour tous les pays.

2.4.1. La projection à long terme par l'approche démographique

L'approche démographique fournit un outil à la fois souple et robuste pour réaliser des projections à long terme du parc automobile, en ce qu'elle évite de fixer des seuils de saturation, tient compte des effets de facteurs économiques et démographiques, et utilise des variables assez stables (les projections de population).

La procédure de projection s'appuie sur

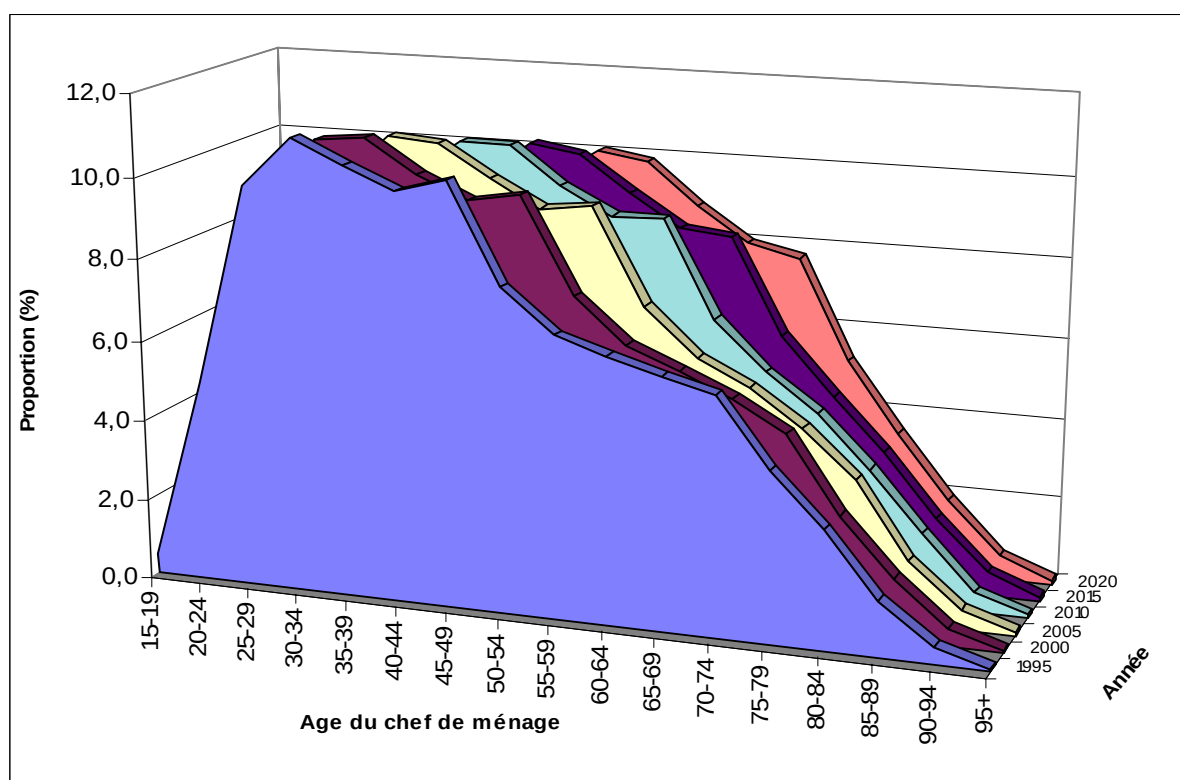
- l'estimation d'un profil type de l'équipement automobile le long du cycle de vie et sa projection pour chacune des cohortes successives, sur la base des effets d'âge et de génération, et en fonction de scénarios d'évolution des facteurs économiques considérés ; et
- la projection de la population (individus ou ménages) en niveau et en structure par âge, qui permet de tenir compte de phénomènes purement démographiques, comme le vieillissement qui est prévisible dans la plupart des pays industrialisés. Ainsi, comme le montre le Tableau 5, une caractéristique générale des évolutions attendues dans les quatre pays considérés est la baisse de la part de la population jeune (moins de 40 ans) et la hausse de la population âgée (60 ans et plus). La même tendance serait à l'œuvre quant à la structure de la population des ménages par âge du chef, comme le montre le graphique suivant dans le cas des Pays-Bas (Figure 16).

¹⁰ Les sources des projections démographiques sont l'INSEE (France), le Central Bureau of Statistics (CBS, Pays-Bas), le Bureau of the Census (USA) et le Ministry of Health and Welfare (Japon).

Tableau 5. *Evolution de la structure par âge de la population de 1995 à 2020 (%)*

	0-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80+	Total
<i>France</i>									
1995	26,1	14,8	15,0	14,4	9,7	9,6	6,2	4,2	100
2010	23,5	12,9	13,3	14,0	13,4	10,2	7,5	5,2	100
2020	22,5	11,8	12,7	12,9	13,3	12,3	8,7	5,8	100
<i>Pays-Bas</i>									
1995	24,4	15,9	16,4	15,0	10,6	8,5	6,1	3,1	100
2010	23,7	11,8	13,2	15,8	13,8	11,3	6,6	3,8	100
2020	21,8	12,5	11,9	12,8	15,0	12,5	9,0	4,4	100
<i>Japon</i>									
1995	22,9	15,0	12,7	15,6	13,4	11,0	6,3	3,1	100
2010	19,7	11,0	14,4	13,0	12,7	13,9	9,6	5,7	100
2020	18,9	9,9	11,3	14,7	13,1	12,3	12,0	7,8	100
<i>USA</i>									
1995	28,7	14,1	16,8	14,3	9,4	7,6	5,9	3,1	100
2010	27,4	13,8	12,5	14,1	13,7	9,5	5,4	3,8	100
2020	26,4	13,3	13,0	11,6	12,5	11,8	7,2	3,8	100

Sources : Pour la France et les Pays-Bas, projections d'Eurostat (1995-2050 ; scénario de base) ; pour les Etats-Unis et le Japon, International Data Base du Bureau of the Census (USA).

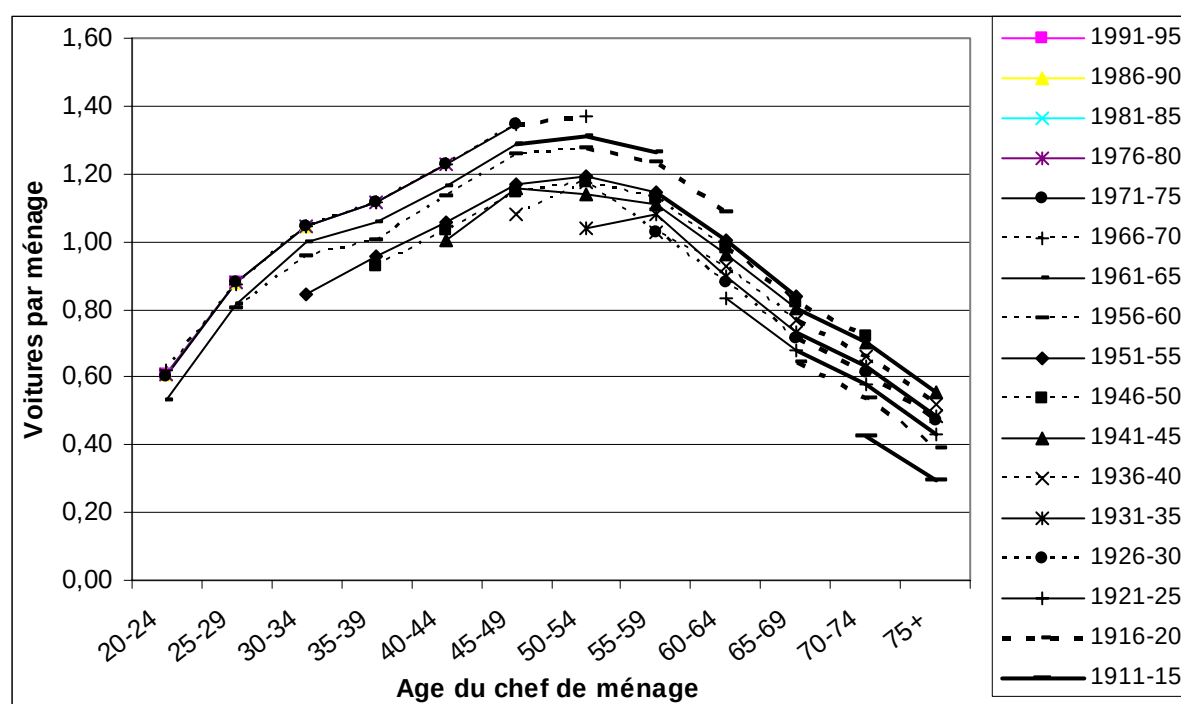
Figure 16. *Structure de la population des ménages aux Pays-Bas: 1995-2020*

2.4.2. Les projections de parcs

Pour chaque horizon de projection, le nombre de voitures par ménage est estimé pour chaque groupe d'âge (de la personne de référence), puis combiné au nombre de ménages correspondant pour obtenir le parc. Sur la base de l'homogénéisation des comportements entre cohortes récentes (écarts de plus en plus réduits), il est fait l'hypothèse que le profil de la dernière cohorte observée (dans les années 1960) s'applique aux générations suivantes.

La Figure 17 montre les profils de motorisation par âge pour les ménages néerlandais (un point tous les cinq ans de 1985 à 2020). Seules les cohortes pour lesquelles existent deux observations sont représentées. Les points observés (au plus trois pour une cohorte : 1985, 1990 et 1995) sont reliés par des segments en gras. Les plus anciennes cohortes ne figurent qu'avec des valeurs observées, alors que les plus jeunes n'apparaissent qu'en projection. Les cohortes nées après 1970 ne peuvent être distinguées sur le graphique : elles ont, par hypothèse, le même profil que la génération 1966-70.

Figure 17. *Profils de motorisation (observés et projetés) – Pays-Bas*



D'autre part, on peut noter la très bonne restitution du profil par âge du chef de ménage pour 1995, dernière année d'observation (Tableau 6).

Tableau 6. *Profils par âge du nombre de voitures par ménage – Pays-Bas (1995)*

	20- 24	25- 29	30- 34	35- 39	40- 44	45- 49	50- 54	55- 59	60- 64	65- 69	70- 74	75+
Observé	0,61	0,87	1,00	1,00	1,06	1,14	1,14	1,03	0,90	0,71	0,58	0,39
<i>Simulé</i>	<i>0,61</i>	<i>0,88</i>	<i>0,98</i>	<i>1,02</i>	<i>1,05</i>	<i>1,15</i>	<i>1,16</i>	<i>1,07</i>	<i>0,89</i>	<i>0,72</i>	<i>0,57</i>	<i>0,39</i>

Pour la France, les projections de parc pour chaque groupe d'âge du chef de ménage sont le produit de trois quantités (nombre de voitures par adulte $\times$ nombre d'adultes par ménage $\times$ nombre de ménages), leur somme donnant le parc total. Pour le Japon, les Pays-Bas et les Etats-Unis, les parcs des ménages sont obtenus en multipliant le nombre de véhicules par ménage par le nombre de ménages pour chaque groupe d'âge du chef, puis en sommant sur tous les groupes d'âge.

Les projections (au 1^{er} janvier, comme pour les projections démographiques) sont ajustées de façon à correspondre au parc global,¹¹ c'est-à-dire y compris les véhicules des ménages dont l'âge de la personne de référence n'était pas pris en compte dans les régressions (moins de 20 ans ou au-delà de l'âge maximum considéré) et les véhicules des firmes ou institutions. L'ajustement consiste à multiplier les séries projetées par le ratio du parc observé au 1er janvier 1995 (Tableau 7) et du parc projeté pour la même période.

Tableau 7. *Parcs automobiles observés en 1990 et 1995*

	Parc au 1 ^{er} janvier		Source
	1990	1995	
France	23.010.000	24.900.000	Comité des Constructeurs Français d'Automobiles (CCFA)
Pays-Bas	5.371.366	5.883.851	Central Bureau of Statistics
Japon	32.621.046	42.678.430	Ministry of Transport
USA ⁽¹⁾	186.731.066	197.374.942	Federal Highway Administration

(1) Les statistiques de parc aux USA sont celles des immatriculations (automobiles et camions). Depuis 1985, les fourgons ou camionnettes pour passagers (*vans* et *mini-vans*) et les véhicules utilitaires ne sont plus classés comme voitures particulières mais comme camions (*trucks*) (FHWA, 2000).

Cette procédure simple est justifiée par le fait que, d'une part, la proportion du parc détenue par les ménages est prédominante et reste globalement stable¹² et, d'autre part, la proportion à la disposition des ménages dont le chef est très jeune

¹¹ Seules les estimations du parc global sont largement disponibles et publiées.

¹² Par exemple, en France il représente environ 96% du parc total (CCFA, 1998).

(moins de 20 ans) ou très âgé (en général, de plus de 85 ans) est marginale. Les statistiques de parcs observés proviennent d'une publication de la British Society of Motor Manufacturers and Traders (SMMT, 1999), d'après des sources nationales. Pour les Etats-Unis, elles sont fournies par la Federal Highway Administration (FHWA, 2000). Les projections de parc pour les USA portent sur tous les véhicules (y compris les fourgons ou camionnettes et les véhicules utilitaires).

Les tableaux suivants montrent pour chaque pays le parc projeté ainsi que le nombre de ménages correspondant et le nombre moyen de véhicules par ménage estimé à partir de ces chiffres globaux.

Les taux de croissance des parcs et leur décomposition en la croissance du nombre de ménages et en celle du nombre de véhicules par ménage sont données en différences logarithmiques (TÖRNQVIST *et al.*, 1985). Une propriété remarquable de cette mesure est sa symétrie, c'est-à-dire que sa grandeur (en valeur absolue) ne dépend pas du point de comparaison utilisé. Elle est aussi additive, c'est-à-dire que la somme de deux variations relatives successives donne la variation relative entre les deux valeurs extrêmes. En outre, le changement relatif d'un produit est la somme des changements relatifs des deux termes du produit. Par exemple, le changement relatif de la valeur d'un bien est égal à celui de la quantité plus celui du prix (voir Encadré 1 pour une présentation plus détaillée). Les pourcentages de différences logarithmiques, $100 \times \ln\left(\frac{y}{x}\right)$, sont notés $L\%$.

Encadré 1

Des différences logarithmiques pour mesurer les variations relatives

TÖRNQVIST *et al.* (1985) prônent l'utilisation de la différence logarithmique comme indicateur de l'écart ou changement relatif. Grâce à ses propriétés de *symétrie* et d'*additivité*, cette mesure permet d'éviter plusieurs difficultés pratiques. Par exemple, la différence relative usuelle $(y - x)/x$ n'est pas symétrique : sa valeur dépend du terme choisi comme base de comparaison. D'autre part, les changements relatifs successifs ne sont pas additifs. Enfin, l'identité entre la variation relative d'un produit (par exemple, la valeur comme produit d'un prix et d'une quantité) et la somme des variations relatives respectives des deux termes du produit n'est pas vérifiée. L'approximation consistant à additionner les changements relatifs des deux termes pour obtenir le changement relatif du produit n'est valable que pour de petites variations.

La différence logarithmique entre deux nombres positifs x et y est

$$\ln\left(\frac{y}{x}\right) = \ln y - \ln x.$$

A l'instar de la plupart des indicateurs de différence relative recensés par les auteurs, la différence logarithmique est une différence rapportée à une moyenne. En effet, elle s'écrit aussi

$$\ln\left(\frac{y}{x}\right) = \frac{y - x}{L(x, y)},$$

où $L(x, y)$ est la *moyenne logarithmique* de x et y , définie par

$$L(x, y) = \begin{cases} \frac{y - x}{\ln\left(\frac{y}{x}\right)} & \text{si } x \neq y \\ x & \text{si } x = y. \end{cases}$$

Tout indicateur d'écart relatif entre x et y est fonction du seul ratio y/x . Un indicateur $H\left(\frac{y}{x}\right)$ est *symétrique* si et seulement si

$$H\left(\frac{x}{y}\right) = -H\left(\frac{y}{x}\right).$$

Seul le signe de la différence relative change quand on permute les deux arguments x et y .

Soit le changement en deux étapes $x \rightarrow y \rightarrow z$. $H\left(\frac{y}{x}\right)$ est *additif* si et seulement si

$$H\left(\frac{z}{x}\right) = H\left(\frac{y}{x}\right) + H\left(\frac{z}{y}\right).$$

Encadré 1 (suite)

En posant $z = x$, on voit qu'un indicateur additif est nécessairement symétrique. Par ailleurs, si l'on pose $y/x = p$, $z/y = q$ et $z/x = r$, l'équation précédente devient

$$H(r) = H(p \cdot q) = H(p) + H(q).$$

Il en résulte que seuls les indicateurs additifs ont la propriété que la variation relative d'un produit est égale à la somme des variations relatives respectives des deux termes du produit. De ce fait, seul un indicateur additif permet de résoudre les problèmes signalés plus haut.

Il s'avère que les seuls indicateurs de différence relative continus (en au moins un point) qui soient additifs (et donc symétriques) sont des multiples positifs de la différence logarithmique :

$$H\left(\frac{x}{y}\right) = c \ln\left(\frac{y}{x}\right), \quad c > 0.$$

Pour ne retenir que les indicateurs qui se comportent approximativement comme $H_1\left(\frac{y}{x}\right) = (y - x)/x = \left(\frac{y}{x}\right) - 1$ quand $\left(\frac{y}{x}\right) \approx 1$, il est de plus requis d'un « bon » indicateur d'être *normé* dans le sens suivant :

$$\lim_{s \rightarrow 1} \frac{H(s)}{H_1(s)} = \lim_{s \rightarrow 1} \left(\frac{H(s) - H(1)}{s - 1} \right) = H'(1) = 1, \text{ auquel cas } c = 1.$$

Cette normalisation permet, d'une part, d'éliminer l'effet d'échelle dû à la constante arbitraire $c > 0$ et, d'autre part, de « raccrocher » tout indicateur d'écart relatif à l'indicateur H_1 , aussi bien pour son caractère usuel et intuitif que pour sa validité comme approximation de l'écart relatif quand x et y sont proches. Les auteurs notent que parmi les indicateurs non normés seuls quelques multiples de la différence logarithmique ont une position établie dans l'usage scientifique.

La différence logarithmique est donc le seul indicateur de la différence relative qui soit symétrique, additif et normé.

Par analogie avec la présentation habituelle des différences relatives en pourcentages, il est proposé d'appeler les variations (ou différences) logarithmiques multipliées par 100, $100 \ln\left(\frac{y}{x}\right)$, *pourcentages logarithmiques* et de les noter $L\%$. Littéralement, $100 \ln\left(\frac{y}{x}\right) = 100(y - x)/L(x, y)$ indique la variation absolue $(y - x)$ en pourcentage de la moyenne logarithmique $L(x, y)$.

Remarque. Au besoin, on peut se ramener à la mesure usuelle de la différence relative. Une variation égale à une proportion p de x équivaut à une variation δ de $\ln x$. Si $p = (y - x)/x$, on a $y/x = 1 + p$, et donc $\delta = \ln\left(\frac{y}{x}\right) = \ln(1 + p)$ et $p = e^\delta - 1$.

Les parcs devraient continuer à croître mais de moins en moins vite (les taux de croissance sur cinq ans diminuent régulièrement). La plus forte hausse entre 1995 et 2010 devrait être enregistrée par le Japon (41 $L\%$ équivalant à 50%) et la plus basse par les Etats-Unis (16 $L\%$, soit 18%). Les Pays-Bas et la France devraient connaître une croissance intermédiaire avec des taux assez proches (25% et 27%, respectivement).

La décomposition des taux de croissance des parcs montre cependant que les différences entre les pays sont dues essentiellement à des différences dans l'évolution du taux de motorisation. En effet, le nombre des ménages devrait croître à un rythme similaire dans chacun des pays (environ 14 $L\%$, soit 15%, entre 1995 et 2010). Par contre, le nombre de véhicules par ménage devrait augmenter fortement au Japon (environ 30%), du fait du remplacement de générations faiblement motorisées par d'autres qui le sont beaucoup plus (Figure 9 ci-dessus). A l'opposé, ce taux devrait rester quasiment stable aux USA. La France et les Pays-Bas occupent là encore une position intermédiaire avec des évolutions très proches, quoique avec des niveaux d'équipement différents (supérieurs pour les ménages français).

Tableau 8. *Projections du parc automobile (effets d'âge et de cohorte) – France*

	Automobiles		Ménages		Voitures/ménage	
	Parc (millions)	Croissance sur 5 ans ($L\%$)	Population (millions)	Croissance sur 5 ans ($L\%$)	<i>véh./mén.</i>	Croissance sur 5 ans ($L\%$)
1995 (obs.)	24,900		23,042		<i>1,08</i>	
2000	27,100	8,5	24,269	5,2	<i>1,12</i>	3,3
2005	29,200	7,5	25,346	4,3	<i>1,15</i>	3,1
2010	31,000	6,0	26,315	3,8	<i>1,18</i>	2,2
2015	32,800	5,6	27,014	2,6	<i>1,21</i>	3,0
2020	34,300	4,5	27,902	3,2	<i>1,23</i>	1,2
2010/1995 ($L\%$)		21,9		13,3		8,6
2020/1995 ($L\%$)		32,0		19,1		12,9

Tableau 9. *Projections du parc automobile (effets d'âge et de cohorte) – Pays-Bas*

	Automobiles		Ménages		Voitures/ménage	
	Parc (millions)	Croissance sur 5 ans (<i>L%</i>)	Population (millions)	Croissance sur 5 ans (<i>L%</i>)	<i>véh./mén.</i>	Croissance sur 5 ans (<i>L%</i>)
1995 (obs.)	5,884		6,478		<i>0,91</i>	
2000	6,484	9,7	6,830	5,3	<i>0,95</i>	4,4
2005	7,012	7,8	7,134	4,4	<i>0,98</i>	3,5
2010	7,453	6,1	7,414	3,8	<i>1,01</i>	2,3
2015	7,854	5,2	7,686	3,6	<i>1,02</i>	1,6
2020	8,176	4,0	7,826	3,1	<i>1,03</i>	1,0
2010/1995 (<i>L%</i>)		23,6		13,5		10,1
2020/1995 (<i>L%</i>)		32,9		20,2		12,7

Tableau 10. *Projections du parc automobile (effets d'âge et de cohorte) – Japon*

	Automobiles		Ménages		Voitures/ménage	
	Parc (millions)	Croissance sur 5 ans (<i>L%</i>)	Population (millions)	Croissance sur 5 ans (<i>L%</i>)	<i>véh./mén.</i>	Croissance sur 5 ans (<i>L%</i>)
1995 (obs.)	42,700		43,521		<i>0,98</i>	
2000	50,200	16,2	46,145	5,9	<i>1,09</i>	10,3
2005	57,300	13,2	48,371	4,7	<i>1,18</i>	8,5
2010	64,000	11,1	50,181	3,7	<i>1,28</i>	7,4
2010/1995 (<i>L%</i>)		40,5		14,2		26,2

Tableau 11. *Projections du parc de véhicules (effets d'âge et de cohorte) – USA*

	Automobiles		Ménages		Véhicules/ménage	
	Parc (millions)	Croissance sur 5 ans (L%)	Population (millions)	Croissance sur 5 ans (L%)	véh./mén.	Croissance sur 5 ans (L%)
1995 (obs.)	197,375		98,989		<i>1,99</i>	
2000	209,112	5,8	103,058	4,0	<i>2,03</i>	1,7
2005	221,864	5,9	108,426	5,1	<i>2,05</i>	0,8
2010	231,877	4,4	114,200	5,2	<i>2,03</i>	-0,8
2010/1995 (L%)		16,1		14,3		1,8

2.5. Conclusions

Il ressort des analyses précédentes que les différences entre pays ou régions peuvent s'expliquer par trois facteurs principaux :

- *l'histoire du développement de la motorisation* : les Etats-Unis, où la diffusion de l'automobile a commencé avant la seconde Guerre Mondiale, sont plus proches de la saturation que les pays de l'Europe occidentale ou le Japon, et *a fortiori* la Pologne où les taux de motorisation continuent de croître rapidement. En effet, les différences entre générations et la sensibilité à l'évolution des facteurs économiques y sont plus faibles ;
- *le niveau de développement économique* : la Pologne connaît les plus faibles taux de motorisation parmi les pays considérés, mais ces taux continuent à croître et les écarts entre générations ne se stabilisent pas, traduisant un phénomène de rattrapage après la période de transition d'une économie de rationnement à une économie de marché. L'influence du développement économique s'observe aussi pour les régions italiennes : les taux d'équipement sont plus faibles au Sud qu'au Nord et la sensibilité au revenu y est plus forte ;
- *la densité de population* : les Pays-Bas et le Japon, où la densité est la plus forte, enregistrent, sur quasiment tout le cycle de vie, des taux de motorisation plus faibles que dans les autres pays industrialisés. Les niveaux maximum de motorisation se réalisent plus tardivement dans le cycle de vie, comparativement à ce qui prévaut dans les autres pays. Ce dernier point pourrait s'expliquer par un équipement tardif mais progressif avec l'augmentation de la taille du ménage.

Chapitre 3

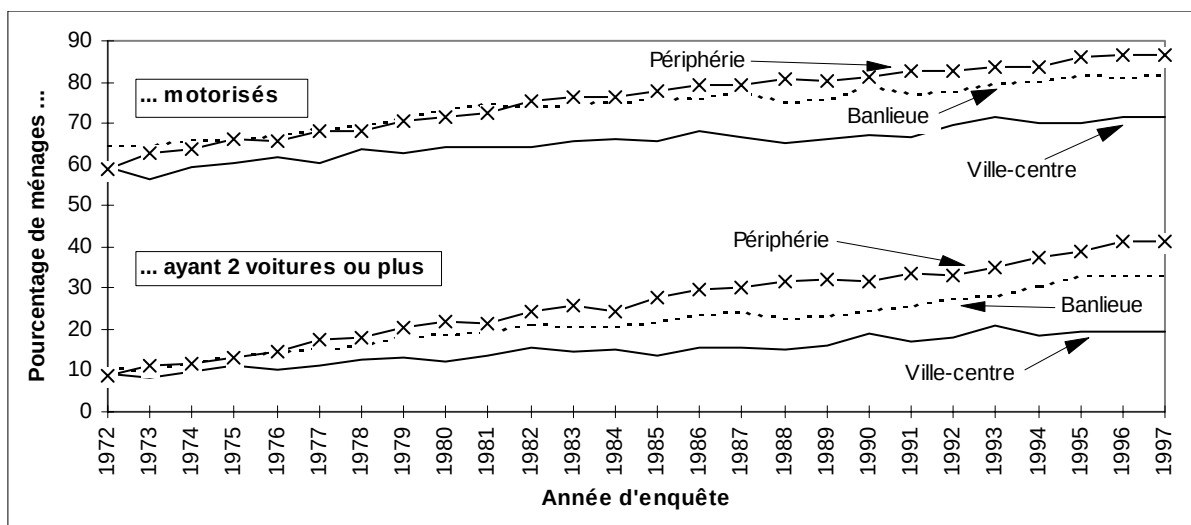
Equipement et usage automobiles et localisation résidentielle

3.1. Introduction

Outre les facteurs analysés dans le chapitre précédent, le lieu de résidence structure fortement l'équipement automobile et son utilisation. En effet, les transports en commun sont plus répandus dans les centres urbains à forte densité de population. En outre, des problèmes de congestion peuvent conduire à un usage restreint de la voiture par les individus, soit volontairement, soit contraints par des mesures spécifiques. En revanche, en périphérie et dans les zones rurales la voiture constitue le mode de transport dominant en l'absence d'alternative sérieuse.

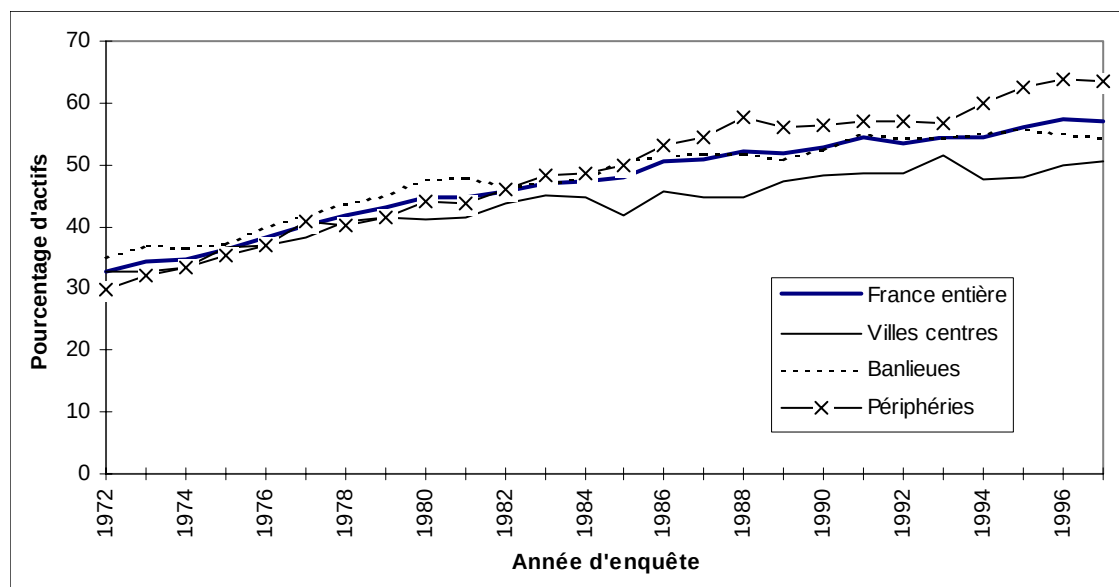
Ainsi, le pourcentage de ménages motorisés augmente à mesure que l'on s'éloigne du centre d'une agglomération (Figure 1). Les écarts s'élargissent dans le temps en raison d'un développement du multi-équipement plus rapide en banlieue et en périphérie qu'au centre, où le pourcentage des ménages disposant de deux voitures ou plus plafonne à 20% au cours des années 1990.

Figure 1. *Motorisation des ménages selon la zone de résidence*



Sources : ECAM (Insee) et, à partir de 1995, *Parc-Auto* (Sofrès).

De même, le recours à la voiture est plus élevé dans les zones périphériques. Ainsi, la proportion d'actifs se rendant au travail en voiture est plus forte en périphérie qu'en banlieue et qu'au centre (Figure 2).

Figure 2. *Déplacement au travail en voiture*

Sources : ECAM (Insee) et, à partir de 1995, *Parc-Auto* (Sofrès).

Dans ce chapitre, nous estimons le modèle Age-Cohorte-Période pour des zones homogènes en termes de densité de population. Dans une première partie, nous analysons l'équipement automobile des ménages français dans trois zones définies par le critère de la distance au centre d'une agglomération. Les données proviennent des *Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages (ECAM)* de l'INSEE et couvrent la période 1977-94.

La deuxième partie est consacrée à l'analyse de l'usage automobile (sur les mêmes données) dans dix zones, définies en croisant le critère de la distance au centre avec celui de la taille de la population de l'aire urbaine, dont une regroupe les zones rurales. Les résultats des estimations sont utilisés pour projeter le trafic automobile généré par les ménages jusqu'en 2020, selon trois scénarios d'étalement urbain et six scénarios de croissance de la consommation finale des ménages et des prix des carburants.

3.2. Equipement automobile et localisation résidentielle

3.2.1. Définition des zones

Le critère géographique retenu pour la définition de zones homogènes en termes de densité de population est le découpage des aires urbaines ou bassins de vie¹ (les Zones de Peuplement Industriel et Urbain, ZPIU), définis par l'INSEE au recensement de population de 1982, en zones concentriques :²

- les villes-centres (la commune la plus peuplée du bassin),
- les banlieues (le reste de l'agglomération, définie par continuité du bâti), et
- l'espace péri-urbain auquel sont adjointes les zones rurales à dominante agricole situées en dehors des aires d'attraction des villes.

Un autre critère de découpage géographique consiste en la taille d'agglomération. C'est souvent le seul critère de zonage disponible dans les enquêtes. C'est, par exemple, le cas des enquêtes de budget britanniques. Les trois types de localisation engendrés (les aires métropolitaines, les autres aires urbaines et les zones rurales) donnent lieu aux mêmes régularités que le zonage en fonction de la distance au centre en ce qui concerne le classement des profils de motorisation le long du cycle de vie ainsi que les écarts entre générations. Toutefois, le critère de la distance au centre est plus discriminant que celui de la taille de population pour ce qui est de l'influence des variables économiques, car il reflète mieux les besoins des ménages en déplacements et la possibilité d'avoir recours à la voiture ou à une alternative pour les satisfaire (DARGAY *et al.*, 2000).

3.2.2. Analyse comparative de la motorisation par zone

Les effets d'âge et de génération sont estimés moyennant des variables indicatrices par tranches de cinq ans. Comme les enfants quittent le domicile de leurs parents à différents âges, selon le groupe social et la période, les coefficients d'âge et de génération pour les jeunes chefs de ménage ne représentent pas une cohorte complète. Pour cette raison, les ménages dont le chef est âgé de moins de 20 ans ont été écartés de l'estimation. Toutes les cohortes nées avant 1900 ont été regroupées. Les effets de période sont pris en compte à travers le revenu disponible

¹ Les expressions « aire urbaine » et « bassin de vie » sont utilisées ici indifféremment ; elles seront distinguées uniquement pour situer les ZPIU par rapport au Zonage en Aires Urbaines (ZAU).

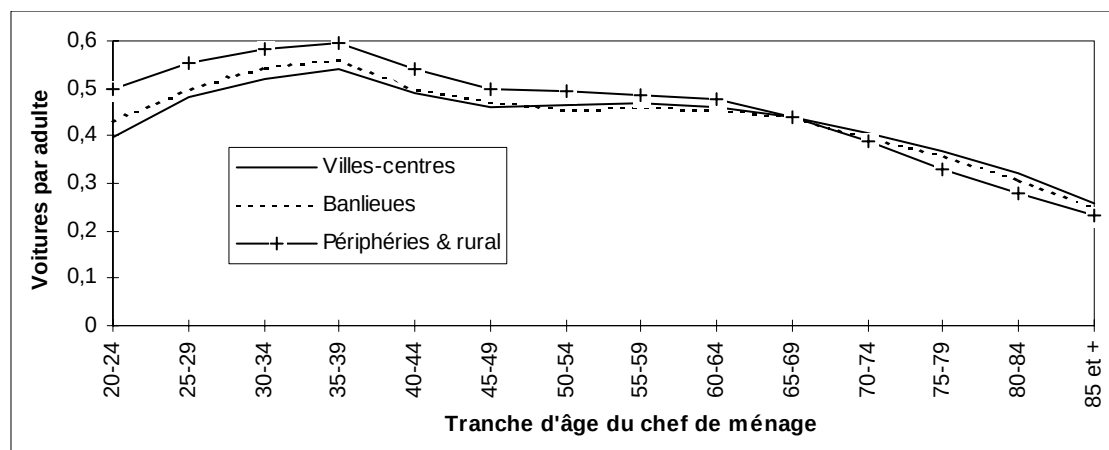
² Pour préserver le secret statistique dans l'utilisation des Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages, une nomenclature géographique ne comportant que des zones d'au moins 10.000 habitants a été définie à l'INRETS par J.-L. MADRE, s'appuyant sur les zonages de l'époque (taille d'agglomération et ZPIU) définis lors du recensement de 1982.

par unité de consommation au niveau de chaque zone et le prix d'achat moyen des voitures neuves et d'occasion.³

3.2.2.1. Effets d'âge et de cohorte

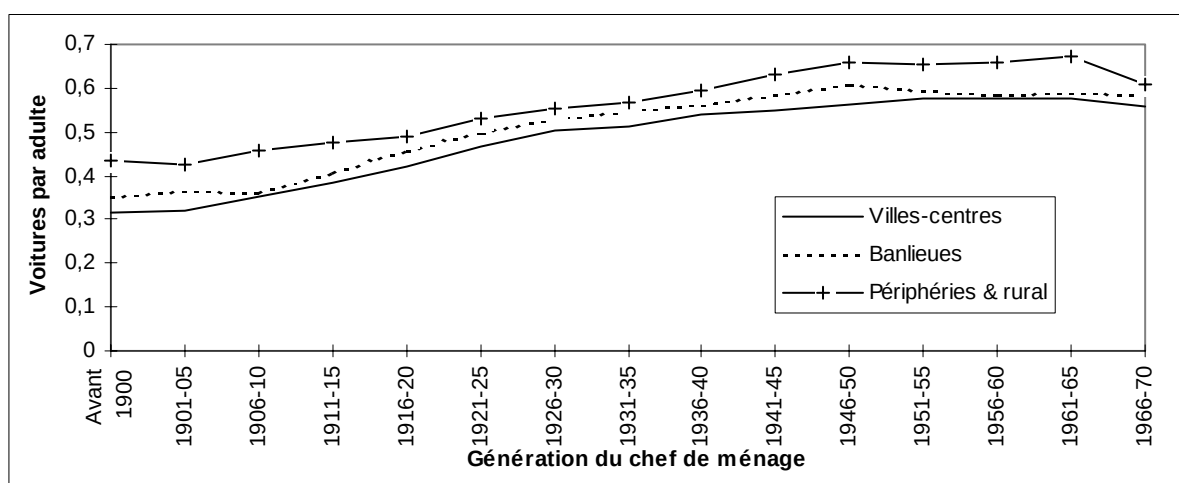
Les courbes représentant le nombre moyen de voitures par adulte ont la même forme pour chaque zone : ce nombre augmente rapidement jusqu'à l'âge de 35-39 ans, reste à peu près constant à un niveau légèrement inférieur jusqu'à l'âge de 70 ans et par la suite décroît (Figure 3). Jusqu'à l'âge de 65 à 69 ans, l'équipement automobile est plus élevé dans les banlieues extérieures et les zones rurales que dans les banlieues intérieures et les villes-centres.

Figure 3. Nombre de voitures par adulte au cours du cycle de vie :
génération 1936-40



Dans toutes les zones, il n'y a presque pas de différence significative entre les générations nées après 1945 (Figure 4). Pour toutes les générations, le nombre de voitures par adulte est plus élevé dans les banlieues extérieures ou zones rurales que dans les banlieues intérieures et les villes-centres.

³ Pour tenir compte de l'importance du marché de l'occasion dans les acquisitions de véhicules : 80% des achats d'un véhicule supplémentaire dans un ménage se font via l'occasion.

Figure 4. *Ecart de génération : nombre de voitures par adulte à 35-39 ans*

3.2.2.2. Effets du revenu et des prix

Le revenu est pris en compte à travers la dépense totale réelle pour la France entière, et à travers le revenu disponible par unité de consommation (échelle d'Oxford)⁴ pour les différentes zones. Les prix d'achat sont des valeurs moyennes de prix de voitures neuves et d'occasion.

Tableau 1. *Effets du revenu et des prix, par zone*

Variable Dépendante : Nombre de voitures par adulte

	R ² ajusté	Revenu			Prix d'achat		
		Coeff.	Ecart-ty.	Elast.	Coeff.	Ecart-ty.	Elast.
France	0,820	0,302	0,019	0,53 [0,49 ; 0,57]	-0,069	0,013	-0,12 [-0,14; -0,10]
dont :							
• Villes-centres	0,803	0,217	0,033	0,43 [0,36 ; 0,49]	-0,068	0,022	-0,14 [-0,18; -0,10]
• Banlieues	0,855	0,301	0,027	0,52 [0,47 ; 0,57]	-0,100	0,018	-0,17 [-0,20; -0,14]
• Périph. & rural	0,886	0,381	0,027	0,63 [0,57 ; 0,68]	-0,050	0,018	-0,08 [-0,11; -0,05]

Source: *Enquêtes de Conjoncture Au près des Ménages* de l'INSEE (1977-94).

Notes :

- (1) Elasticités en 1994 ; les intervalles de confiance (avec une probabilité de 95%) sont indiqués entre crochets.
- (2) Le R² ajusté est celui de la régression comprenant un terme constant.

⁴ A chaque membre du ménage est attribué un poids comme suit : 1 pour la personne de référence, 0,7 pour chaque autre personne âgée de 14 ans ou plus et 0,5 pour chaque enfant de moins de 14 ans. Le nombre d'unités de consommation dans un ménage est la somme des poids ainsi assignés à tous ses membres.

L'élasticité au revenu est significativement plus faible dans les villes-centres et les banlieues intérieures que dans les banlieues extérieures ou zones rurales (Tableau 1). Quant aux prix d'achat, l'élasticité est plus faible en valeur absolue dans les banlieues extérieures et zones rurales que dans les deux autres zones. Ces résultats reflètent les différences, soulignées plus haut, entre les zones de forte densité de population et les zones les moins denses en ce qui concerne la disponibilité des alternatives à la voiture et les problèmes de congestion, et leurs conséquences sur l'équipement automobile et son utilisation.

3.3. Usage automobile et localisation résidentielle

3.3.1. Définition des zones

Les bassins de vie définis par l'INSEE au recensement de population de 1982 (les Zones de Peuplement Industriel et Urbain, ZPIU) constituent la base de notre zonage géographique. Nous distinguons quatre catégories en fonction de la taille de population :

- le bassin de Paris,
- les aires urbaines de plus de 300.000 habitants en province,
- celles de 50.000 à 300.000 habitants, et
- celles de moins de 50.000 habitants.

Si on se limite aux trois premières strates, on retrouve un zonage proche de celui en aires urbaines (Zonage en Aires Urbaines, ZAU) puisque le nombre minimum d'emplois est plus élevé pour constituer le noyau d'une aire urbaine que pour celui d'une ZPIU (5.000 au lieu de 100).

Dans chaque catégorie, nous distinguons les zones concentriques suivantes :

- la ville centre (la commune la plus peuplée de l'aire urbaine),
- les banlieues (le reste de son agglomération),
- les villes petites et moyennes situées en périphéries, et
- la périphérie rurale.

En raison des tailles des échantillons dans les enquêtes utilisées, la définition d'un zonage moins fin est nécessaire pour l'estimation du modèle. Les « villes petites et moyennes situées en périphérie » et la « périphérie rurale » sont regroupées pour constituer la périphérie du bassin. En croisant les trois premières tailles de bassin avec les trois types de zones obtenues, on constitue neuf zones. S'y ajoute une dixième formée des ZPIU de moins de 50.000 habitants et des communes rurales à dominante agricole (hors ZPIU).

3.3.2. Analyse comparative de la circulation par zone

Les effets d'âge sont estimés à travers des indicatrices de tranches d'âge quinquennales (à partir de 20 ans) et les effets de génération à travers des indicatrices de périodes de naissance décennales. Les ménages dont le chef est âgé de 90 ans ou plus ont été exclus, en raison de tailles d'échantillons trop faibles. Toutes les cohortes nées avant 1916 ont été regroupées. Deux variables économiques tiennent compte des effets de période : la consommation finale des ménages (pour tenir compte de la croissance économique) et le coût moyen du carburant par kilomètre parcouru (euros/km) compte tenu du partage essence/gazole et des consommations spécifiques (l/100 km).

Les figures ci-après représentent les kilométrages annuels moyens des ménages, calculés par le modèle, en fonction de l'âge et pour les différentes cohortes. Les profils le long du cycle de vie pour la génération de référence (ici 1946-50) sont obtenus en représentant les coefficients d'âge estimés correspondant aux différentes classes d'âge du chef de ménage. Additionnant chaque coefficient de génération au coefficient d'une classe d'âge donnée (ici 35-39 ans), on obtient une représentation des écarts entre générations au même âge (bien entendu, à différents points du temps).

3.3.2.1. Effets d'âge

A l'instar de la motorisation, le kilométrage par ménage augmente en passant des villes centres aux périphéries, quel que soit l'âge de la personne de référence. De même, le kilométrage augmente avec l'âge, atteint un niveau maximum, puis décroît. Cependant, ces profils sont plus « heurtés » que ceux de la motorisation, particulièrement dans leur phase ascendante. De plus, les baisses, régulières, en fin de cycle de vie sont plus fortes : en effet, l'usage des véhicules diminue quand l'âge avance, notamment en raison de la disparition des motifs liés au travail.

Pour chaque type de bassin, la hausse et la baisse (respectivement, en début et en fin de cycle de vie) du kilométrage par ménage sont moins fortes dans les villes centres que dans les banlieues et les périphéries.

Les types de bassin se différencient principalement en termes de niveau de kilométrage moyen : à tous les stades du cycle de vie, le kilométrage par ménage est plus faible dans le bassin de Paris que dans les grands bassins de province et les petits bassins. Le profil par âge dans les zones à dominante rurale est quasiment identique à celui qui prévaut dans les périphéries des petits bassins.

Figure 5. *Kilométrage annuel par ménage au cours du cycle de vie, par zone Bassin de Paris*

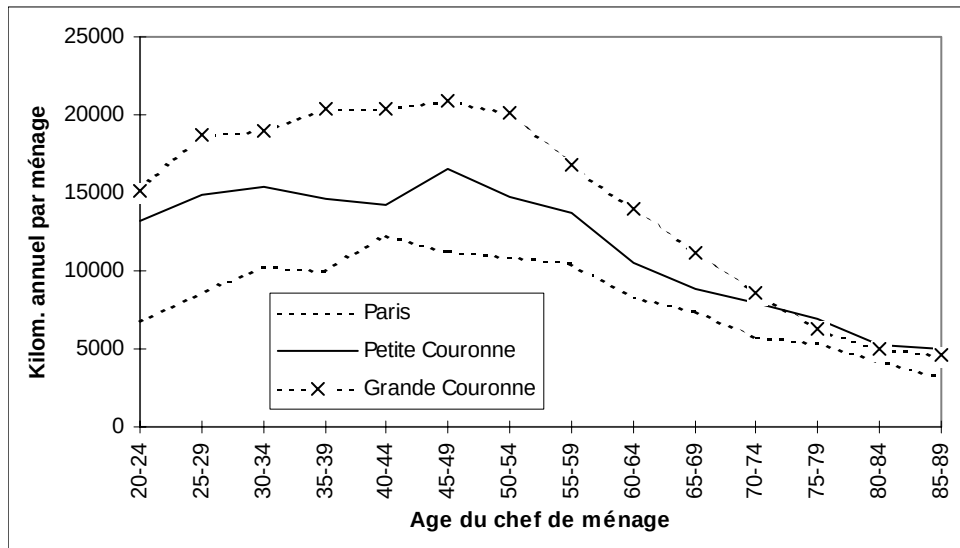


Figure 6. *Kilométrage annuel par ménage au cours du cycle de vie, par zone Grands bassins de province*

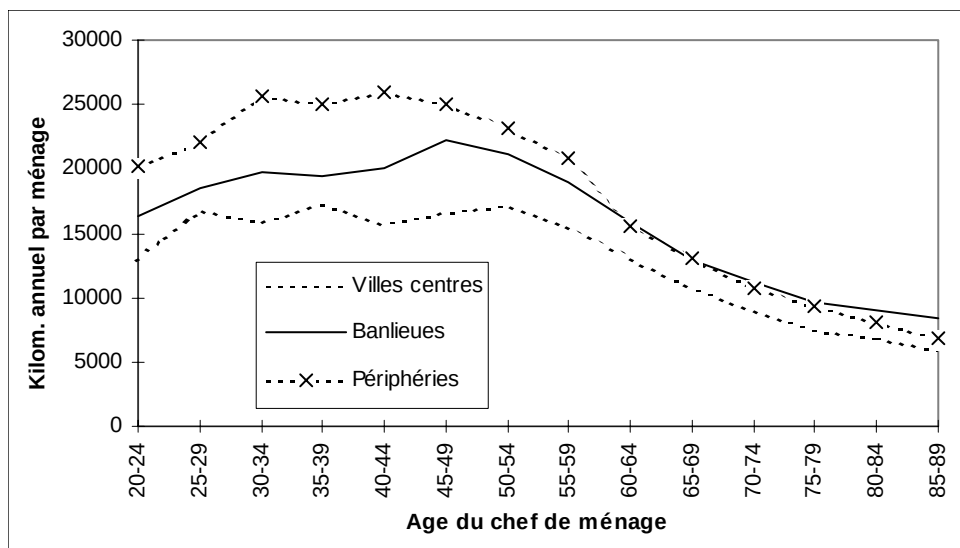
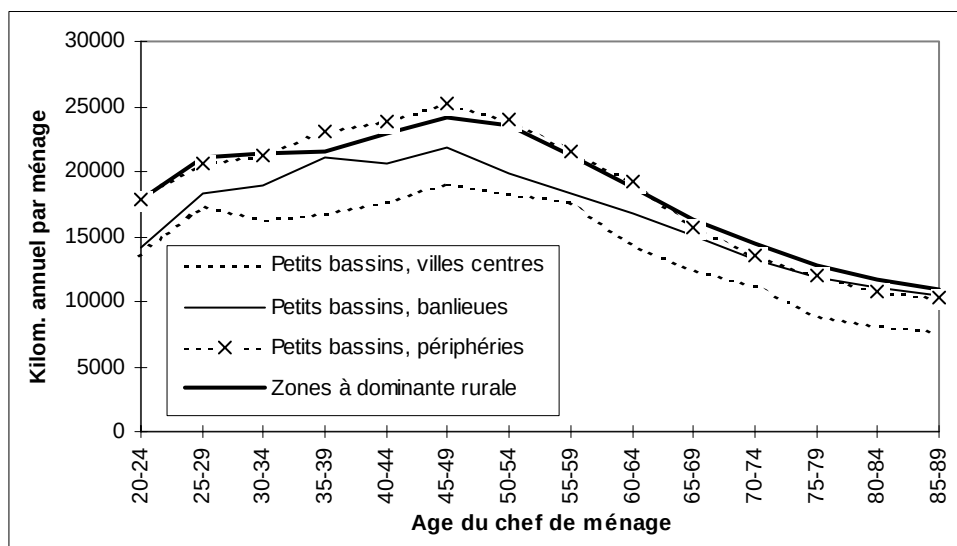


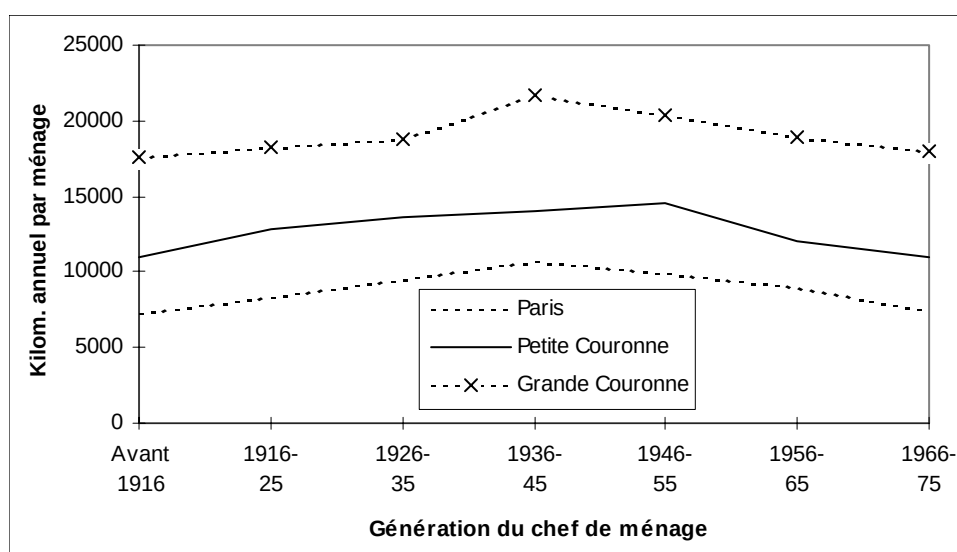
Figure 7. *Kilométrage annuel par ménage au cours du cycle de vie, par zone*
Petits bassins et zones à dominante rurale



3.3.2.2. Effets de cohorte

Le bassin de Paris se distingue par l'existence de générations au kilométrage maximum : 1936-45 à Paris et en périphérie, et 1946-55 en banlieue. Au même âge, les jeunes générations utilisent relativement moins la voiture (Figure 8).

Figure 8. *Ecart entre générations pour la classe d'âge 35-39 ans, par zone*
Bassin de Paris



Dans les grands bassins de province, il n'y a pratiquement pas de différence entre les générations nées après 1936, exception faite de la plus jeune cohorte (1966-75) qui affiche un léger retrait (Figure 9).

Figure 9. *Ecart entre générations pour la classe d'âge 35-39 ans, par zone*
Grands bassins de province

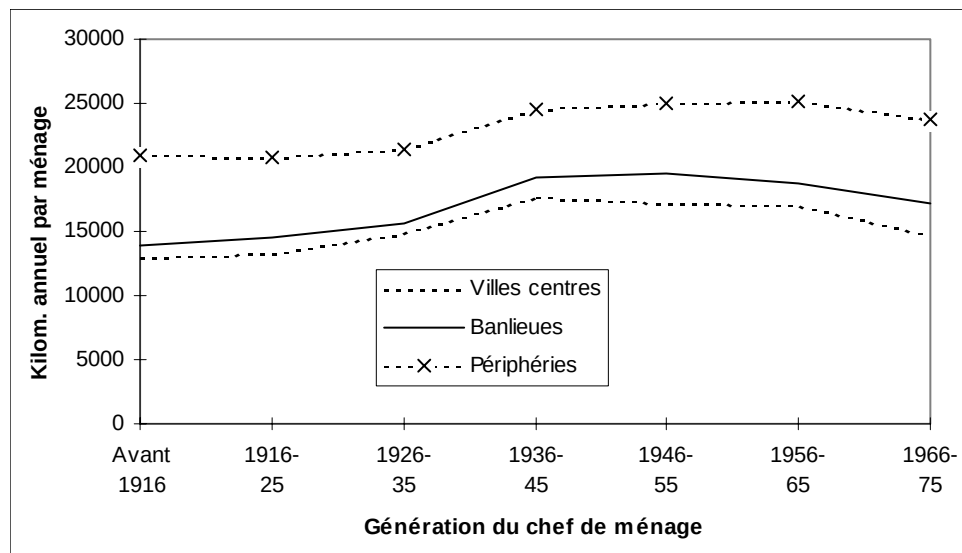
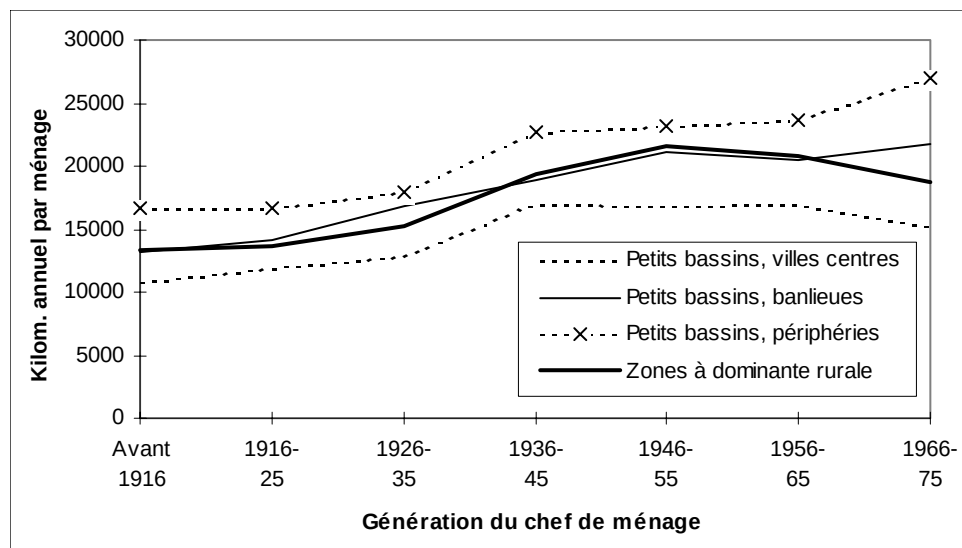


Figure 10. *Ecart entre générations pour la classe d'âge 35-39 ans, par zone*
Petits bassins et zones à dominante rurale



Les villes centres des petits bassins présentent la même configuration ; par contre, dans les banlieues et périphéries le kilométrage est plus élevé pour les plus jeunes générations. Dans les zones à dominante rurale, le plus fort kilométrage est enregistré par la génération 1946-55. Toutefois, les écarts par rapport à cette

génération des plus jeunes cohortes sont nettement moins importants que ceux des plus anciennes (Figure 10).

3.3.2.3. Effets du revenu et des prix

Les variables de période ne sont pas prises en compte dans le cas de la Ville de Paris. Elles ont été supprimées après une première estimation car leur effet n'est pas significatif. Pour la banlieue de Paris et sa périphérie, seule la consommation finale des ménages a été maintenue dans les régressions.

Tableau 2. *Effets des variables économiques sur le kilométrage moyen des ménages*

	R ² ajusté	Conso. finale des ménages			Prix des carburants (Euros/litre)		
		Coeff.	Ecart- type	Elasticité ^(*)	Coeff.	Ecart- type	Elasticité ^(*)
<i>Bassin de Paris</i>							
Ville de Paris	0,695	-	-	-	-	-	-
Banlieue	0,905	3.320,7	1.725,5	0,30 [$< 0,61$]	-	-	-
Périphérie	0,925	7.171,3	2.086,6	0,40 [0,17 ; 0,63]	-	-	-
<i>Grands bassins de province</i>							
Villes centres	0,937	4.473,3	1.820,0	0,36 [0,07 ; 0,65]	-1.723,2	1.342,6	-0,14 [$> -0,35$]
Banlieues	0,946	8.286,4	2.042,2	0,50 [0,26 ; 0,75]	-2.101,7	1.481,1	-0,13 [$> -0,30$]
Périphéries	0,863	12.951,0	4.320,7	0,65 [0,23 ; 1,08]	-2.755,0	3.139,5	-0,14 [$> -0,45$]
<i>Petits bassins</i>							
Villes centres	0,900	4.803,7	2.540,3	0,33 [$< 0,67$]	-2.010,5	1.869,9	-0,14 [$> -0,39$]
Banlieues	0,906	9.304,2	2.617,1	0,57 [0,26 ; 0,89]	-835,4	1.894,5	-0,05 [$> -0,28$]
Périphéries	0,922	14.203,0	2.785,3	0,74 [0,45 ; 1,02]	-1.260,0	2.045,9	-0,07 [$> -0,27$]
<i>Zones à dominante rurale</i>							
Rural	0,977	10.687,0	1.270,7	0,67 [0,51 ; 0,82]	-1.772,9	944,2	-0,11 [$-0,23 ; 0[$]
France entière	0,989	8.458,2	821,4	0,55 [0,44 ; 0,65]	-1.418,0	605,0	-0,09 [$-0,17 ; -0,02$]

Source : *Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages* de l'INSEE (1977-94).

(*) Les élasticités sont calculées pour la période 1993-95. Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets. Seule une borne de l'intervalle est donnée dans le cas où l'autre borne est du mauvais signe (compte tenu de la précision des estimations).

La faible taille des échantillons dans la plupart des zones rend difficile l'estimation des effets de période. Toutefois, comme pour l'équipement automobile, on retrouve des différences de comportement selon la zone de résidence. Celles-ci reflètent les différences entre zones en termes de disponibilité d'alternatives à la

voiture. Les élasticités par rapport à la consommation finale des ménages augmentent en passant des villes centres vers les périphéries, quelle que soit la taille du bassin. Quant aux élasticités aux prix des carburants, elles sont globalement assez peu différentes et surtout de faible précision (Tableau 2).

3.4. Etalement urbain et croissance de la circulation automobile

3.4.1. Tendances récentes à l'étalement urbain

Les résultats du recensement de 1999 confirment la tendance à l'étalement urbain (CHAVOUEY et FANOUILLET, 2000) : entre 1990 et 1999, la population urbaine a connu une augmentation de 5,5%, due pour presque la moitié à l'absorption de nouvelles communes (677 nouvelles communes sont classées urbaines alors que 20 redeviennent rurales en tombant en-dessous de 2.000 habitants agglomérés). Cependant, même si le schéma classique de l'étalement urbain (taux de croissance de plus en plus élevé à mesure que l'on s'éloigne du centre) reste dominant, il s'est atténué : seules 199 aires urbaines le suivaient entre 1990 et 1999 alors qu'elles étaient 231 entre 1982 et 1990 (BESSY-PIETRI, 2000). Deux autres formes de développement urbain sont à l'œuvre : pour certaines aires, la croissance de population marque le pas dans la banlieue alors qu'elle est au contraire plus vive dans la ville centre ; pour d'autres au contraire, parmi les plus dynamiques, la banlieue progresse plus fortement que la ville centre et la couronne périurbaine. Parmi les 73 aires de plus de 100.000 habitants, 42 vérifient le premier schéma, 17 le deuxième et 12 le troisième.

Globalement, une rupture se dessine par rapport aux périodes précédentes : les banlieues, surtout les plus densément urbanisées, perdent de leur pouvoir attractif (un solde migratoire négatif entre 1990 et 1999 alors qu'il était positif pendant la période intercensitaire précédente) tandis que le déficit migratoire dans les villes centres s'est réduit. L'excédent naturel permet à l'ensemble des villes centres d'avoir une croissance légèrement accélérée et aux communes de banlieue de maintenir un taux de croissance supérieur à la moyenne nationale. Les couronnes périurbaines cumulent des soldes naturel et migratoire positifs.

Quant à l'espace rural, il connaît un regain démographique grâce à un apport migratoire supérieur au déficit naturel dans la plupart des communes. Toutefois, la répartition de ce gain n'est pas uniforme. En général, la croissance est forte dans des zones proches d'aires urbaines dynamiques ; par contre, l'évolution est le plus souvent négative quand « l'armature urbaine est lâche » (BESSY-PIETRI *et al.*, 2000).

3.4.2. Trois scénarios d'étalement urbain

Les scénarios d'étalement urbain sont définis sur la base des comportements migratoires observés depuis le recensement de population de 1982 et à la lumière des développements dans le processus d'étalement urbain résumés ci-dessus.

Nous considérons un scénario Haut prolongeant la tendance à l'étalement observée entre 1982 et 1999, un scénario intermédiaire (appelé scénario Moyen) tenant compte de l'inflexion observée entre les recensements de 1990 et 1999, et un scénario Bas excluant toute migration après le recensement de 1999 (donc, supposant un arrêt dans le processus d'étalement urbain après 1999). Les scénarios ne sont différenciés que pour les années 2000 et suivantes.

Les projections démographiques sont fournies par le modèle Omphale de l'INSEE, calé sur les résultats du recensement de 1999, pour chacune des 25 zones « primaires » définies par la taille d'agglomération et la distance au centre ; les données sont ensuite agrégées pour les 10 zones considérées, par tranche d'âge du chef de ménage.

3.4.3. Projections de la circulation automobile des ménages

Sur la base des effets estimés de l'âge, de la génération de naissance et des facteurs économiques, des profils par âge de la circulation par ménage sont projetés pour les cohortes successives dans chacune des dix zones, selon six scénarios d'évolution (à partir de 1994) des variables économiques considérées : trois hypothèses de croissance annuelle de la consommation finale des ménages (1,9%, 2,3% et 2,6%) croisées avec deux hypothèses de croissance annuelle du prix moyen des carburants (0,49% et 1,05%).⁵ Les écarts de génération estimés pour la dernière cohorte observée (1966-75) sont maintenus pour les cohortes suivantes. Ne sont pris en compte dans les projections que les ménages dont la personne de référence est âgée entre 20 et 89 ans.

Les profils des cohortes sont ensuite combinés avec des projections du nombre de ménages par groupe d'âge de la personne de référence selon les trois scénarios d'étalement urbain pour obtenir des volumes de circulation automobile générée par les ménages de chaque zone.

Il y a lieu de noter que les projections ne permettent pas de distinguer les espaces où la circulation se déploie. En particulier, pour chaque zone la circulation projetée est générée par les ménages qui y résident mais n'y est pas « circonscrite ». Par conséquent, les volumes de la circulation au niveau de la

⁵ Conformément aux hypothèses retenues par le Ministère de l'Equipement, des Transports et du Logement pour la projection de la demande de transport en 2020 (METL-SES, 1998).

zone sont à considérer quant à leur évolution et à leur contribution au trafic au niveau national.

3.4.3.1. Projections selon trois scénarios d'étalement urbain

Les projections (en milliards de kilomètres parcourus) au niveau national et par type d'aire urbaine sont les sommes des totaux au niveau des dix zones considérées. Chacun des scénarios d'étalement urbain est combiné avec le scénario central d'évolution des variables économiques : une croissance annuelle de 2,3% pour la consommation des ménages et de 0,49% pour les prix des carburants, à compter de 1994, dernière année d'observation des données utilisées. Notons que pour la Ville de Paris seuls les effets démographiques sont pris en compte dans les projections, les effets de période étant statistiquement non significatifs. Quant à sa proche banlieue et sa périphérie, les effets de période sont présents à travers la consommation des ménages uniquement (Tableau 2). A noter aussi que dans les rétro-projections pour 1990 les scénarios d'étalement ne sont pas différenciés.

Les différences relatives entre les plus hautes et les plus basses projections sont mesurées en différences logarithmiques, comme suggéré par TÖRNQVIST *et al.* (1985). Comme souligné précédemment (voir l'Encadré 1 du Chapitre 2), cette mesure a plusieurs propriétés pratiques. Elle est symétrique : sa grandeur (en valeur absolue) ne dépend pas du point de comparaison utilisé. Elle est aussi additive, c'est-à-dire que la somme de deux variations relatives successives donne la variation relative entre les deux valeurs extrêmes. En outre, le changement relatif d'un produit est la somme des changements relatifs des deux termes du produit. Les pourcentages de différences logarithmiques $100 \times \ln(y/x)$, notés $L\%$, sont donnés en valeur absolue.

Les projections donnent lieu à des évolutions contrastées entre les zones. En général, et quelle que soit la taille de l'aire urbaine, le trafic automobile généré par les ménages habitant les villes-centres devrait être plus important dans le cas du scénario sans migration après 1999, c'est-à-dire sans étalement urbain. Les chiffres les plus bas sont enregistrés par le scénario Haut (tendance de 1982-99); en effet, selon ce scénario les villes-centres continueraient à perdre de la population comme dans les années 80. Au contraire, le trafic généré par les ménages vivant dans les banlieues ou les périphéries devrait être plus important si le processus d'étalement devait prolonger la tendance observée entre 1982 et 1999 (scénario Haut). Viennent ensuite dans un ordre décroissant le scénario Moyen (tendance 1990-99) et le scénario Bas (sans migration). Le cas de la proche banlieue de Paris et des grands bassins de province est caractérisé par le fait que le scénario Moyen donne lieu au volume de trafic le plus bas, ce qui est en accord avec la baisse du pouvoir attractif de ces zones durant la période 1990-99 comparée à 1982-90, comme noté ci-dessus.

Tableau 3. *Projections selon trois scénarios d'étalement urbain*[▲]*Bassin de Paris*

Unité : Milliard de km

	Scénarios d'étalement urbain			Différences relatives* ($ L\% $)
	Haut	Moyen	Bas	
1990	46,8	46,8	46,8	
2000	52,5	52,4	52,8	0,8
2005	55,2	54,8	56,7	3,4
2010	57,5	56,6	59,8	5,5
2015	59,9	58,3	62,5	7,0
2020	62,2	60,0	64,8	7,7
2020/1990 (%)	33,0	28,3	38,5	
2020/2000 (%)	18,4	14,4	22,7	
<i>2020/2000 (L%)</i>	<i>16,9</i>	<i>13,4</i>	<i>20,5</i>	

[▲] Et un taux de croissance annuelle de 2,3% pour la consommation finale des ménages.

* Différences relatives entre le plus élevé et le plus bas volumes projetés.

Tableau 4. *Projections selon trois scénarios d'étalement urbain*[▲]*Grands bassins de province*

Unité : Milliard de km

	Scénarios d'étalement urbain			Différences relatives* ($ L\% $)
	Haut	Moyen	Bas	
1990	87,6	87,6	87,6	
2000	113,2	113,2	113,2	0,0
2005	125,7	125,9	125,2	0,6
2010	137,4	138,1	136,0	1,5
2015	148,7	149,7	146,0	2,5
2020	159,4	160,5	155,0	3,5
2020/1990 (%)	81,9	83,2	76,9	
2020/2000 (%)	40,8	41,8	36,9	
<i>2020/2000 (L%)</i>	<i>34,2</i>	<i>34,9</i>	<i>31,4</i>	

[▲] Et un taux de croissance annuelle de 2,3% pour la consommation finale des ménages et de 0,49% pour les prix des carburants.

* Différences relatives entre le plus élevé et le plus bas volumes projetés.

Tableau 5. *Projections selon trois scénarios d'étalement urbain*[▲]
Petits bassins

Unité : Milliard de km

	Scénarios d'étalement urbain			Différences relatives* (L%)
	Haut	Moyen	Bas	
1990	64,0	64,0	64,0	
2000	87,2	87,2	87,1	0,2
2005	98,8	99,0	97,5	1,3
2010	110,5	110,7	108,2	2,2
2015	121,5	121,5	118,1	2,8
2020	131,8	131,5	127,3	3,5
2020/1990 (%)	106,0	105,5	98,9	
2020/2000 (%)	51,2	50,8	46,2	
2020/2000 (L%)	41,3	41,1	38,0	

▲ Et un taux de croissance annuelle de 2,3% pour la consommation finale des ménages et de 0,49% pour les prix des carburants.

* Différences relatives entre le plus élevé et le plus bas volumes projetés.

Par type d'agglomération, plus petite est la taille de l'aire urbaine plus élevée devrait être la croissance des trafics entre 1990 et 2020. En termes de volume de trafic, c'est le scénario Bas qui domine dans le cas de la région parisienne, alors que le scénario Moyen vient en tête dans les grands bassins de province et le scénario Haut dans les petits bassins. Comme le ralentissement de l'étalement observé dans les années 90 est relativement modéré, les scénarios Haut et Moyen donnent lieu à des volumes très proches, particulièrement dans le cas des aires autres que Paris. Les écarts relatifs entre les chiffres les plus élevés et les plus bas sont plus importants dans le cas de la région parisienne (environ 8 L% en 2020, comparés à 3,5 L% dans le cas d'aires urbaines en province, grandes ou petites).

Quant aux zones à dominante rurale, qui incluent les zones d'extension récente des grands bassins, c'est le scénario Moyen qui domine, les volumes les plus faibles étant enregistrés par le scénario sans migration (Tableau 6). La différence relative entre les deux est plus élevée que celles montrées par les différents types d'aire urbaine (environ 9 L% en 2020). Ce résultat est en conformité avec le renouveau démographique (inégalement réparti entre les zones) observé dans les zones rurales entre les deux derniers recensements.

Tableau 6. *Projections selon trois scénarios d'étalement urbain*[♣]*Zones à dominante rurale*

Unité : Milliard de km

	Scénarios d'étalement urbain			Différences relatives* ($ L\% $)
	Haut	Moyen	Bas	
1990	94,2	94,2	94,2	
2000	127,9	128,1	127,3	0,6
2005	143,8	144,5	139,7	3,4
2010	159,9	160,9	152,3	5,5
2015	174,5	175,9	163,6	7,2
2020	187,7	189,6	173,6	8,8
2020/1990 (%)	99,2	101,3	84,3	
2020/2000 (%)	46,7	48,1	36,4	
2020/2000 ($L\%$)	38,3	39,3	31,0	

♣ Et un taux de croissance annuelle de 2,3% pour la consommation finale des ménages et de 0,49% pour les prix des carburants.

* Différences relatives entre le plus élevé et le plus bas volumes projetés.

Les volumes de trafic qui en résultent au niveau national montrent la prédominance du scénario Moyen prolongeant les comportements migratoires moyens de 1990-99, mais il est très proche du scénario Haut (Tableau 7). Il donne lieu à une croissance de 85% du trafic automobile entre 1990 et 2020, alors que celle-ci devrait être de 78% seulement dans le cas du scénario sans migration après 1999 (scénario Bas). Son écart relatif par rapport au scénario Bas augmente avec le temps, comme c'est le cas au niveau de la zone, mais culmine à 4 points de pourcentage logarithmique en 2020. Les taux de croissance sur cinq ans deviennent plus faibles à mesure que s'éloigne l'horizon de projection.

Tableau 7. *Projections selon trois scénarios d'étalement urbain*[▲]
France entière

Unité : Milliard de km

	Scénarios d'étalement urbain			Différences Relatives* (L%)
	Haut	Moyen	Bas	
1990	292,6	292,6	292,6	
2000	380,9	380,9	380,4	0,1
2005	423,4	424,1	419,1	1,2
2010	465,4	466,4	456,3	2,2
2015	504,5	505,4	490,1	3,1
2020	541,1	541,7	520,7	4,0
2020/1990 (%)	84,9	85,1	78,0	
2020/2000 (%)	42,1	42,2	36,9	
2020/2000 (L%)	35,1	35,2	31,4	

▲ Et un taux de croissance annuelle de 2,3% pour la consommation finale des ménages et de 0,49% pour les prix des carburants.

* Différences relatives entre le plus élevé et le plus bas volumes projetés.

Le fait que le scénario Moyen d'étalement donne lieu parfois à des trafics un peu plus importants que le scénario Haut va à l'encontre de ce qu'on pourrait attendre, du moins quand on considère les résultats au niveau national. Une explication réside dans les différences entre scénarios en termes de nombres de ménages projetés. En effet, bien que les scénarios Haut et Moyen donnent lieu à la même population totale (nombre d'individus) au niveau national, le nombre de ménages est différent d'un scénario à l'autre du fait que le nombre de ménages au niveau de chaque zone résulte de l'application d'un taux de chef de ménage à sa population qui, elle, diffère d'un scénario à l'autre. Quant au scénario sans migration, il diffère même par la population au niveau national, cette hypothèse excluant par définition tout calage sur la population totale.

Pour contrôler cet « effet de masse », les trafics projetés sont présentés en moyenne par ménage. La croissance du trafic total entre 2000 et 2020 est décomposée en une croissance du kilométrage par ménage et une croissance du nombre de ménages. Ces taux de croissance sont présentés en pourcentages logarithmiques. Comme souligné plus haut, la propriété d'additivité de la différence logarithmique assure l'égalité entre la croissance du trafic total et la somme de la croissance du kilométrage par ménage et de la croissance du nombre de ménages.

Tableau 8. *Projections du kilométrage moyen par ménage*
France entière

	Scénarios d'étalement urbain		
	Haut	Moyen	Bas
2000	15 870	15 869	15 849
2010	17 834	17 808	17 592
2020	19 523	19 454	18 988
<i>2020/2000 (L%)</i>			
<i>Km/ménage</i>	<i>20,7</i>	<i>20,4</i>	<i>18,1</i>
<i>Nb. ménages</i>	<i>14,4</i>	<i>14,8</i>	<i>13,3</i>
<i>Trafic total</i>	<i>35,1</i>	<i>35,2</i>	<i>31,4</i>

En considérant le kilométrage par ménage, on retrouve la hiérarchie à laquelle on peut s'attendre entre les trois scénarios d'étalement. La décomposition du taux de croissance du trafic total permet aussi de voir que la part due à la croissance du kilométrage par ménage est plus importante que celle due à la croissance du nombre de ménages, et ce quelle que soit la tendance à l'étalement. A noter aussi que la croissance du kilométrage par ménage devrait être plus importante dans le cas de la poursuite de l'étalement comparée au scénario d'arrêt (Tableau 8).

Par type de bassin, on observe la même hiérarchie entre les scénarios d'étalement, sauf pour les zones à dominante rurale où le scénario Moyen l'emporte légèrement. En outre, on note la gradation des niveaux de la circulation par ménage en fonction du degré d'urbanisation. La décomposition du taux de croissance du trafic montre des évolutions différentes suivant la taille du bassin. Ainsi, la croissance du trafic projeté pour le bassin de Paris est principalement imputable à la croissance du nombre de ménages. Le kilométrage par ménage devrait y rester stable entre 2000 et 2020 (scénario sans migration) ou croître légèrement (au plus 4L% dans le cas du scénario Haut). Les petits bassins et les zones à dominante rurale présentent la configuration inverse : la circulation par ménage devrait croître beaucoup plus fortement que la population des ménages. Dans les grands bassins de province, les deux composantes devraient enregistrer des progressions équivalentes sur la même période.

Tableau 9. *Projections du kilométrage moyen par ménage*
Bassin de Paris

	Scénarios d'étalement urbain		
	Haut	Moyen	Bas
2000	11 426	11 421	11 424
2010	11 639	11 569	11 552
2020	11 837	11 701	11 454
<i>2020/2000 (L%)</i>			
<i>Km/ménage</i>	<i>3,7</i>	<i>2,4</i>	<i>0,3</i>
<i>Nb. ménages</i>	<i>13,2</i>	<i>11,0</i>	<i>20,2</i>
<i>Trafic total</i>	<i>16,9</i>	<i>13,4</i>	<i>20,5</i>

Tableau 10. *Projections du kilométrage moyen par ménage*
Grands bassins de province

	Scénarios d'étalement urbain		
	Haut	Moyen	Bas
2000	15 974	15 965	15 957
2010	17 682	17 598	17 498
2020	19 146	18 981	18 676
<i>2020/2000 (L%)</i>			
<i>Km/ménage</i>	<i>18,1</i>	<i>17,3</i>	<i>15,7</i>
<i>Nb. ménages</i>	<i>16,1</i>	<i>17,6</i>	<i>15,7</i>
<i>Trafic total</i>	<i>34,2</i>	<i>34,9</i>	<i>31,4</i>

Tableau 11. *Projections du kilométrage moyen par ménage*
Petits bassins

	Scénarios d'étalement urbain		
	Haut	Moyen	Bas
2000	17 385	17 385	17 366
2010	20 124	20 070	19 893
2020	22 625	22 430	22 125
<i>2020/2000 (L%)</i>			
<i>Km/ménage</i>	<i>26,3</i>	<i>25,5</i>	<i>24,2</i>
<i>Nb. ménages</i>	<i>15,0</i>	<i>15,6</i>	<i>13,8</i>
<i>Trafic total</i>	<i>41,3</i>	<i>41,1</i>	<i>38,0</i>

Tableau 12. *Projections du kilométrage moyen par ménage*
Zones à dominante rurale

	Scénarios d'étalement urbain		
	Haut	Moyen	Bas
2000	17 526	17 530	17 511
2010	20 271	20 294	20 171
2020	22 558	22 584	22 505
<i>2020/2000 (L%)</i>			
<i>Km/ménage</i>	<i>25,2</i>	<i>25,3</i>	<i>25,1</i>
<i>Nb. ménages</i>	<i>13,1</i>	<i>13,9</i>	<i>5,9</i>
<i>Trafic total</i>	<i>38,3</i>	<i>39,3</i>	<i>31,0</i>

3.4.3.2. Projections selon six scénarios d'évolution des variables économiques

L'impact des deux variables économiques considérées sur les projections de la circulation est évalué en combinant des hypothèses de croissance annuelle (à partir de 1994) de ces variables : trois pour la consommation finale des ménages (1,9%,

2,3% et 2,6%) et deux pour le prix moyen des carburants (0,49% et 1,05%). Les projections ont été établies en maintenant le scénario Haut pour l'étalement urbain. Les volumes de circulation varient autour de ceux relatifs à ce scénario, présentés plus haut. Par conséquent, nous limiterons l'examen des résultats par type d'aire urbaine aux écarts relatifs entre hypothèses extrêmes.

Tableau 13. *Projections selon six scénarios économiques*[▲]

France entière

Unité : Milliard de km

Taux de variation annuelle (%)		2000	2005	2010	2015	2020	2020/2000 (%)
Conso. finale des ménages	Prix des carburants						
1,9	0,49	376,4	414,8	452,1	486,5	518,1	37,7
1,9	1,05	375,2	412,6	448,8	482,0	512,3	36,5
2,3	0,49	380,9	423,4	465,4	504,5	541,1	42,1
2,3	1,05	379,7	421,2	462,0	500,0	535,3	41,0
2,6	0,49	384,2	429,9	475,3	517,9	558,2	45,3
2,6	1,05	383,1	427,7	471,9	513,4	552,4	44,2
Différences relatives *	Conso. finale des ménages	2,1	3,6	5,0	6,3	7,5	
(L%)	Prix des carburants	0,3	0,5	0,7	0,9	1,1	

▲ Avec le scénario Haut d'étalement urbain.

* Différences relatives entre hypothèses extrêmes.

Les projections sont plus sensibles aux variations de la consommation des ménages qu'à celles des prix des carburants, comme on pouvait s'y attendre au vu des élasticités estimées (Tableau 2). En effet, les écarts relatifs entre hypothèses extrêmes, qui s'élargissent avec l'éloignement de l'horizon de projection, sont au niveau France entière de l'ordre de 8 L% et 1 L%, respectivement, en 2020 (Tableau 13).

Les écarts relatifs entre hypothèses de croissance des prix des carburants varient peu avec la taille du bassin et sont du même ordre qu'au niveau national (soit 1 L%, avec un maximum de 1,6 L% pour les grands bassins de province). Les résultats sont plus contrastés pour ce qui est de l'effet de la consommation des ménages (Tableau 14). Les écarts les plus faibles entre scénarios extrêmes de

croissance de la consommation sont enregistrés par le bassin de Paris (4,7 L% en 2020) et les plus élevés par les zones à dominante rurale (8,3 L% en 2020); les grands bassins de province et les petits bassins affichent des écarts intermédiaires et semblables (7,5 L% en 2020).

Tableau 14. *Différences relatives entre hypothèses extrêmes (L%)*

	Étalement urbain			Croissance de la consommation		
	2000	2010	2020	2000	2010	2020
Bassin de Paris	0,8	5,5	7,7	1,1	2,9	4,7
Grands bassins de province	0,0	1,5	3,5	2,0	4,9	7,5
Petits bassins	0,2	2,2	3,5	2,2	5,1	7,5
Zones à dominante rurale	0,6	5,5	8,8	2,5	5,7	8,3
France entière	0,1	2,2	4,0	2,1	5,0	7,5

Enfin, remarquons que les écarts relatifs maximaux sont, en général, plus élevés entre les variantes de la croissance de la consommation qu'entre les scénarios d'étalement (Tableau 14). Ainsi, au niveau national, ces écarts sont pour 2020 de l'ordre de 8 L% et 4 L% respectivement, même si la situation diffère selon le type de bassin. Ils sont similaires dans le cas des zones à dominante rurale (8,3 L% et 8,8 L%, resp.), mais ceci n'est pas le cas du bassin de Paris (4,7 L% et 7,7 L%, resp.), des grands bassins de province et des petits bassins (7,5 L% et 3,5 L%, resp.). Ces résultats ne semblent pas conformes à ce qu'on pouvait attendre, les scénarios d'étalement étant *a priori* plus contrastés. Ceci peut être dû, au moins pour partie, à la définition des scénarios.

En effet, la consommation finale des ménages est supposée croître à taux constant alors que le nombre des ménages devrait croître de moins en moins vite. Ainsi, d'après les projections du modèle Omphale selon le scénario central (désigné comme le scénario Haut d'étalement dans ce chapitre), le taux de croissance du nombre de ménages en France métropolitaine devrait être de 4,5% entre 2000 et 2005, 4,1% entre 2005 et 2010, 3,3% entre 2010 et 2015 et de 2,8% entre 2015 et 2020. Ceci revient donc à supposer que la consommation par ménage augmentera de plus en plus vite.

D'autre part, compte tenu de l'information disponible, les scénarios d'étalement ont été définis suivant un zonage fixe basé sur les ZPIU de 1982. Il en résulte des

limites quant à l'appréhension de l'évolution du phénomène de péri-urbanisation sur une longue période. En effet, une répartition spatiale suivant une *géographie constante* se traduit par un accroissement (ou une diminution) du nombre de ménages « sur place ». Même si pour les villes centres cela ne devrait pas produire des distorsions majeures, il peut en aller autrement pour certaines banlieues et périphéries. De fait, les aires d'influence s'élargissent pour la plupart des pôles urbains, mais peuvent se rétrécir pour d'autres ; de même, quelques pôles peuvent « apparaître » et d'autres « disparaître ».⁶

3.5. Synthèse et conclusions

L'analyse de l'équipement automobile des ménages et son utilisation par zone de résidence a mis en évidence des différences de comportements suivant la taille du bassin de vie et la distance au centre, à travers aussi bien l'impact des facteurs démographiques que celui des facteurs économiques. De ce fait, la prise en compte du futur de la péri-urbanisation et des modifications de la population des ménages, tant en niveau que dans sa structure, est nécessaire pour la projection à long terme de la circulation.

L'examen des influences respectives de l'étalement et de la croissance économique sur le volume du trafic appelle quelques remarques sur les scénarios envisagés. En effet, bien que le choix des scénarios de croissance soit arbitraire, les scénarios d'étalement semblent plus contrastés. Or, les écarts relatifs sont plus forts selon les variantes économiques que celles d'étalement. Dans une certaine mesure, ceci peut être dû à la formulation des hypothèses retenues. D'une part, supposer une croissance de la consommation en masse à taux constant alors que le nombre de ménages devrait croître de moins en moins vite implique une accélération de la croissance de la consommation par ménage. Plus important, la définition des scénarios d'étalement sur la base d'une *géographie constante* a vraisemblablement atténué les écarts entre scénarios extrêmes. En effet, les modifications probables des configurations spatiales (densification du tissu urbain ou 'désertification' d'une zone, pouvoir d'attraction, ...) ne sont pas prises en compte. Il apparaît donc plus approprié d'adopter une *géographie évolutive* (JULIEN, 2000).

Au-delà d'une meilleure appréhension de l'évolution de l'étalement et de la définition des scénarios, une voie de recherche devrait porter sur la prise en compte des changements probables dans les comportements non seulement à mesure qu'une aire urbaine *s'étale* ou au contraire *se densifie*, mais aussi en

⁶ JULIEN (2000) recense les « apparitions » et « disparitions » de pôles entre 1982 et 1990 et entre 1990 et 1999 (encadré 3, p. 12).

réaction aux changements possibles dans l'offre de transport, une période de 20 à 25 ans étant suffisamment longue pour voir de nouvelles infrastructures se mettre en place.

Enfin, les différences de réaction des comportements d'équipement et d'usage face aux variations des facteurs économiques en fonction du degré d'urbanisation impliquent que la possibilité d'un *découplage* entre croissance économique et croissance des trafics automobiles (souhaitable pour un développement durable) devrait dépendre du futur de l'étalement urbain (MADRE *et al.*, 2002). D'autre part, la marge de manœuvre réduite des habitants des zones peu denses quant au choix des modes de déplacement est à prendre en considération dans l'élaboration des politiques de transport. Une régulation de l'usage de la voiture par le biais de hausses générales des coûts d'utilisation (par des taxes indifférenciées) ferait peser sur eux une lourde charge à laquelle ils ne peuvent échapper. Des mesures spécifiques à chaque zone peuvent être plus appropriées, particulièrement du point de vue de l'équité. Dans le cas d'aires urbaines denses, le péage urbain et les restrictions d'accès sont des exemples de telles mesures (DARGAY, 2002).

DEUXIEME PARTIE

*Les dépenses des ménages pour les transports et le logement :
disparités spatiales, inégalités et
effets redistributifs des taxes*

Chapitre 4

Localisation résidentielle et dépenses de transport et de logement : l'exemple des ménages franciliens

4.1. Introduction

Comme montré dans le chapitre précédent, l'équipement automobile et son utilisation sont fortement structurés par le lieu de résidence, du fait de la disponibilité des transports en commun et de problèmes de congestion dans les centres urbains denses, alors qu'en périphérie la voiture constitue le mode de transport dominant en l'absence d'alternative. D'un autre côté, des motivations liées au transport (par exemple, le temps consacré à se déplacer) peuvent peser dans le choix du lieu de résidence des ménages, même si pour nombre d'entre eux ces choix sont souvent contraints. Ainsi, les comportements des ménages en matière de logement et de transport interagissent et constituent l'un des déterminants majeurs de l'étalement urbain, avec des conséquences sur l'environnement à travers la croissance de la circulation routière. Comment se traduit cette interaction en termes d'efforts budgétaires consacrés par les ménages à ces deux grands postes de consommation ?

POLACCHINI et ORFEUIL (1998, 1999) ont montré dans le cas de l'Ile-de-France, divisée en 9 zones de prix immobiliers (prix du secteur locatif privé), que plus un ménage habite loin du centre plus il consacre une part importante de son budget aux transports, alors que la part du logement reste à peu près constante. Quant au *budget-temps* moyen consacré aux déplacements, il varie peu, en dépit d'importantes différences en terme de distances parcourues. Le recours à la voiture permettant de contenir le temps de déplacement, malgré l'allongement des distances induit par une localisation excentrée. Il apparaît donc que les difficultés de se loger au centre (pour cause de prix élevés) contraignent à une localisation périphérique et favorisent l'étalement. En même temps, la forte croissance des dépenses de transport avec l'éloignement du centre fragilise la situation financière des ménages aux revenus modestes amenés à s'installer en périphérie pour avoir un logement plus grand ou pour devenir propriétaires de leur logement.¹ Dans cette étude, les dépenses de transport sont relatives aux déplacements effectués dans la région et comprennent les dépenses d'acquisition et de possession de véhicules automobiles, de carburants, de transports collectifs publics (abonnements et tickets), etc. ; la dépense pour le logement correspond soit à une dépense de location soit à des remboursements d'emprunts pour l'accession. Les dépenses de transport ont été estimées à partir d'une enquête sur les comportements de mobilité quotidienne des franciliens en 1991 (*Enquête Globale de Transport*)² et celles du logement à partir d'une enquête sur la mobilité résidentielle en Ile-de-

¹ HARE (1995) et MACCANN *et al.* (2000) montrent des situations similaires dans le cas d'aires urbaines américaines.

² Réalisée par la Direction Régionale de l'Équipement d'Ile-de-France (DREIF).

France en 1994 et portant sur les ménages venant d’emménager en location non HLM (Habitat à Loyer Modéré) ou en accession à la propriété.³

Dans le prolongement de ces travaux, nous analysons l’importance relative de divers postes de transport et de logement dans le budget des ménages franciliens, en fonction de leur lieu de résidence, de leur niveau de vie et du titre auquel ils occupent leur logement. À noter que, à la différence de l’étude précitée, tous les ménages sont considérés (y compris les locataires HLM et les propriétaires). L’analyse est menée sur des données directement collectées en termes de dépenses dans les enquêtes *Budget de Famille* de l’INSEE réalisées en 1978-79, 1984-85, 1989 et 1994-95. La mise en perspective temporelle des quatre « photographies » permet de considérer les évolutions sur une période assez longue (plus de 15 ans) marquée par une importante diffusion sociale de l’automobile, des changements contrastés dans le système des prix et la poursuite du mouvement de péri-urbanisation.

L’absence du numéro de commune dans les fichiers à notre disposition empêche de reproduire à l’identique le zonage considéré dans l’étude précédente. Pis, la taille réduite de l’échantillon des ménages franciliens dans ces enquêtes (en général, moins de 2.000 ménages⁴) fragiliserait les estimations dans le cas d’un découpage aussi fin. Cependant, le numéro du département et le degré d’urbanisation de la commune de résidence permettent de définir des zones en fonction de la distance au centre de l’agglomération, important facteur dans les comportements de mobilité urbaine (voir chapitre précédent). De plus, ce découpage préserve globalement la hiérarchie des prix immobiliers. Et comme nous le verrons plus loin dans une comparaison avec un découpage Est/Ouest suggéré par la répartition des zones de prix immobiliers, le critère de la distance au centre est nettement plus discriminant entre zones quand on considère l’ensemble « logement – transports ». Ainsi, nous limitons le zonage à Paris, ses deux couronnes et l’extérieur de l’agglomération. La Petite couronne est formée par les départements des Hauts-de-Seine (92), de la Seine-Saint-Denis (93) et du Val-de-Marne (94). La Grande couronne comprend les départements de la Seine-et-Marne (77), des Yvelines (78), de l’Essonne (91) et du Val-d’Oise (95). La zone Hors agglomération est constituée des communes de la Grande couronne situées en dehors de l’Agglomération Parisienne, distinguées par leur degré d’urbanisation.⁵ Dans la suite, la zone

³ Enquête menée par l’Observatoire des Loyers de l’Agglomération Parisienne (OLAP).

⁴ Dans l’ordre chronologique des enquêtes, l’échantillon francilien comprenait 1997, 2180, 1455 et 1706 ménages. En tenant compte de la disponibilité des informations sur les revenus, en particulier l’aide au logement, les nombres d’observations utilisables sont respectivement de 1997, 2049, 1370 et 1706.

⁵ Le degré d’urbanisation de la commune de résidence est donné selon les modalités suivantes : communes rurales ; unités urbaines de moins de 20.000 habitants ; unités urbaines de 20.000 à

« Grande couronne » désignera donc uniquement les communes (des départements la constituant) situées dans l'agglomération de Paris.

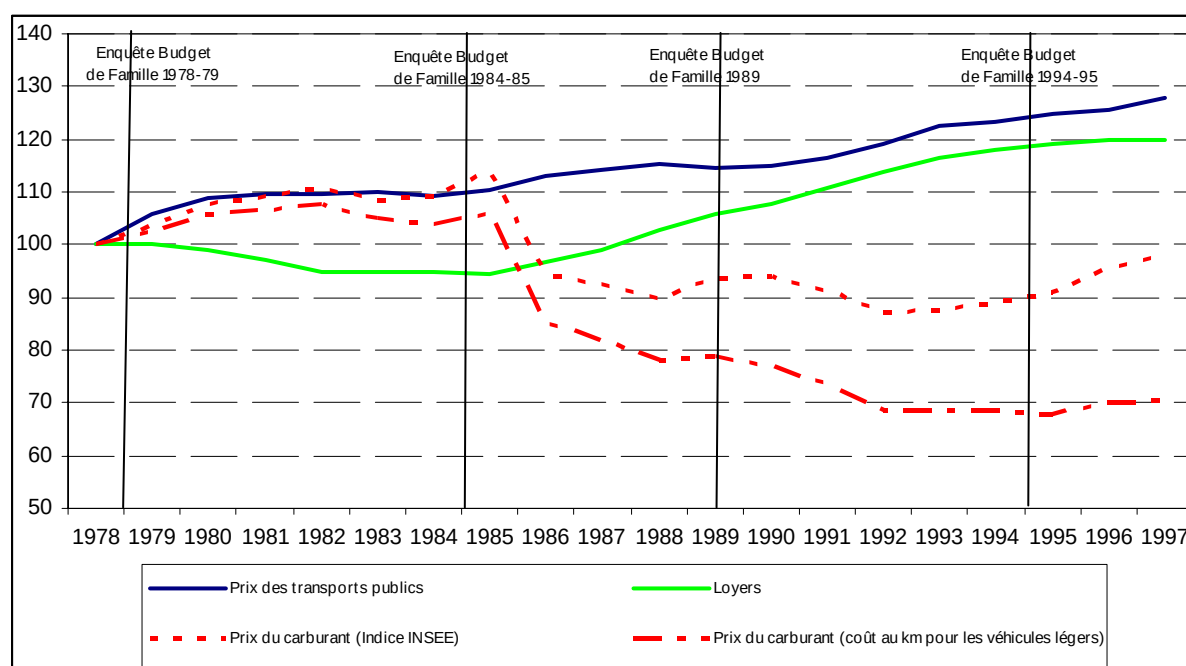
Nous présentons d'abord l'évolution des prix du logement et des transports pendant la période couverte par les enquêtes utilisées, puis celles des caractéristiques socio-économiques des ménages et de leurs conditions de logement. Ensuite, nous analyserons les efforts budgétaires des ménages en matière de logement (résidence principale) et de transports (individuels et collectifs locaux), en fonction aussi bien de la zone de résidence et du niveau de vie que du statut d'occupation du logement (important facteur dans le cas des dépenses allouées au logement). Puis, nous comparerons les contrastes auxquels donnent lieu les deux types de découpage géographique : celui en fonction de la distance au centre adopté ici, et celui suggéré par la répartition spatiale des zones de prix immobiliers et qui revient à opérer une distinction Est/Ouest de l'Agglomération Parisienne. Enfin, nous terminerons par une synthèse et des conclusions.

4.2. Evolution des prix, des caractéristiques socio-économiques des ménages et de leurs conditions de logement

4.2.1. Un système de prix en évolution

Depuis la fin des années 1970, les prix ont connu des évolutions contrastées dans les domaines du logement et des transports (Figure 1).

Figure 1. *Evolution des prix du logement et des transports en Ile-de-France*
(Indices de prix relatifs, base 100 en 1978)



Source : INSEE ; calculs INRETS.

Note : Les séries concernant les carburants concernent l'ensemble de la France. Cependant, depuis la libéralisation du prix du carburant en 1985, l'évolution francilienne ne diffère pas beaucoup de celle observée France entière.

A l'époque des enquêtes *Budget de Famille* de 1979 et 1984, l'essence était chère suite aux deux chocs pétroliers; le coût du carburant a chuté jusqu'en 1999, brusquement lors du contre-choc pétrolier de 1986, puis de façon plus continue en raison de la diésélisation du parc automobile.⁶ En effet, le gazole est environ 30% moins cher que l'essence.⁷ La part du diesel dans le parc de voitures particulières

⁶ Les statistiques concernant le parc automobile proviennent de diverses éditions de *L'industrie automobile en France*, publication du Comité des Constructeurs Français d'Automobiles (CCFA).

⁷ En moyenne annuelle, le prix à la pompe du gazole était de 37 centimes d'euro en 1980, de 54 c. en 1990, de 85 c. en 2000 et de 79 c. en 2003. Ceux des essences étaient de 52 c., de 81 c., de 112 c. et de 104 c., respectivement (CCFA, 2004, p. 69).

est passée de 9% en 1985 à 34% en 1999 et à 43% en 2003, en partie en raison de la substitution du diesel à l'essence (HIVERT, 1999). Le parc des véhicules utilitaires (VU) a connu une diésélisation encore plus forte (38% à fin 1985 et 76% à fin 1999). Quant aux loyers, ils ont augmenté plus vite que l'inflation depuis 1987. Enfin, pour limiter les déficits, les tarifs des transports parisiens sont relevés chaque année d'un taux supérieur à l'inflation.

Le tableau suivant montre l'évolution des prix relatifs de divers postes de biens et services de transports et de logement considérés dans l'analyse. Les dépenses pour la résidence principale englobent les loyers et charges, les remboursements de prêts pour achat ou construction, les remboursements de prêts pour travaux, les grosses dépenses d'entretien et d'équipement du logement, le chauffage et l'éclairage, les impôts et taxes et les dépenses d'assurance. Les dépenses de transports en commun ne concernent que les déplacements en transports publics locaux et en taxi. Les dépenses de transports individuels regroupent les achats de véhicules (y compris le leasing) et de deux-roues, l'assurance (automobiles et deux-roues), les achats de carburants, huiles, pneus et accessoires, les frais d'entretien et réparation, la location de garage ou parking, les péages, les frais de parking, les frais de carte grise et de vignette, ainsi que les contraventions.

Tableau 1. *Prix relatifs des biens et services de transport et de logement*
(Base 100 en nov. 78 - oct. 79)

	Nov. 1978 — Oct. 1979	Juil. 1984 — Juil. 1985	Jan. 1989 — Déc. 1989	Oct. 1994 — Sep. 1995
Logement & Transports	100	108,2	106,5	112,0
<i>Logement</i>	<i>100</i>	<i>112,1</i>	<i>107,6</i>	<i>114,8</i>
Loyers	100	96,9	108,3	119,3
<i>Transports</i>	<i>100</i>	<i>104,2</i>	<i>105,3</i>	<i>109,4</i>
Transports individuels	100	103,9	104,7	108,0
Automobiles	100	96,1	99,6	93,1
Deux-roues	100	98,8	106,6	108,8
Carburants	100	110,6	90,9	89,1
Autres util. de véh.	100	107,4	106,8	114,0
Transports en commun locaux	100	108,9	115,5	131,3

Source : Calculs à partir des séries détaillées de l'INSEE : base 100 en 1980 (296 postes) et base 100 en 1990 (265 postes).

Il serait préférable de considérer des séries spécifiques à la région parisienne, surtout pour les prix relevant de « marchés locaux » comme le logement et les

transports en commun locaux. Malheureusement, seules quelques séries relatives à la région sont publiées ;⁸ en outre, les pondérations nécessaires à la constitution d'indices de prix agrégés correspondant aux différents postes de consommation ne sont pas disponibles. Les indices sont donc au niveau France entière ; ils sont évalués aux périodes de réalisation de chacune des quatre enquêtes *Budget de Famille* : novembre 1978 – octobre 1979 ; juillet 1984 – juillet 1985 ; janvier - décembre 1989 ; et octobre 1994 – septembre 1995. Les indices correspondant aux différents postes ont été formés à partir des séries détaillées disponibles : base 100 en 1980 (296 postes) et base 100 en 1990 (265 postes).⁹

De façon générale, les transports et le logement ont vu leurs prix croître plus vite que l'indice général (Tableau 1). Cette tendance est plus marquée pour le logement dans son ensemble et les loyers en particulier. Parmi les biens et services de transport, les évolutions sont contrastées. La plus forte « dérive » à la hausse par rapport à l'inflation est enregistrée par les transports en commun locaux, suivis des biens et services d'utilisation de véhicules autres que les carburants et les deux-roues. Les prix relatifs des voitures automobiles ont, eux, baissé sur la période d'observation. L'évolution des prix relatifs des carburants suit la conjoncture pétrolière, avec une forte hausse entre les périodes de la première et de la deuxième enquêtes, suivie d'une baisse de plus grande ampleur après le contrechoc pétrolier de 1986, puis une baisse plus limitée entre les périodes des deux dernières enquêtes.

4.2.2. Caractéristiques socio-économiques et conditions de logement

Les niveaux de vie sont évalués par la dépense totale par unité de consommation (UC), pour tenir compte de la composition du ménage.¹⁰ Ce choix est justifié par le fait que les données de dépenses sont plus fiables que celles des revenus dans les enquêtes de budget.¹¹ D'autre part, une mesure basée sur la consommation (en

⁸ Dans le *Bulletin Mensuel de Statistiques* de l'INSEE, les séries parisiennes d'indices de prix concernent l'ensemble des biens et services (y compris le tabac), les loyers, les services relatifs aux logements, les services d'utilisation de véhicules privés, ainsi que les transports publics (y compris les longues distances). Toutefois, l'indice relatif des loyers parisiens a connu une évolution voisine de celle au niveau national : 100, 94,8, 106,5 et 119,1, resp. aux périodes des quatre enquêtes *Budget de Famille* (à comparer avec la ligne correspondante du tableau ci-dessus). En revanche, l'indice de prix relatif des transports publics a crû plus vite au niveau national (100, 105,8, 110,2 et 119,2 en région parisienne et 100, 107,3, 110,3 et 125,7 au niveau France entière), probablement du fait de subventions plus fortes des transports en commun locaux en Ile-de-France.

⁹ Une table de correspondance entre les deux nomenclatures est fournie en annexe.

¹⁰ Nombre d'unités de consommation suivant l'échelle d'Oxford : 1 pour le chef de ménage, 0,7 pour chaque autre personne âgée de 14 ans ou plus et 0,5 pour chaque enfant de moins de 14 ans.

¹¹ Dans le cas de *Budget de Famille*, même si l'enquête (du moins à partir de l'édition de 1984-85) fournit « une mesure satisfaisante du revenu » (INSEE, 1997a, p. 3), les données sur les revenus dans les trois premières enquêtes ne sont pas directement comparables avec celles de la dernière

l'occurrence, les dépenses) est plus pertinente qu'une mesure basée sur le revenu pour rendre compte du niveau de bien-être (matériel), du fait de la tendance des ménages à *lisser* leur consommation de manière à maintenir un niveau de vie stable dans le temps (SLESNICK, 2001). Quand le revenu est temporairement bas, du fait que l'individu (ou le ménage) est jeune ou a connu une réduction temporaire de son revenu, les niveaux de consommation peuvent être maintenus soit en prélevant sur l'épargne, soit en empruntant ou encore grâce à une aide extérieure (de la famille ou du système d'aide sociale). Inversement, quand le revenu est temporairement élevé, l'« excédent » peut aussi servir à abonder l'épargne en conséquence ou bien à rembourser des dettes.

Les ménages sont classés *modestes* (resp., *aisés*) s'ils se situent dans le premier (resp., troisième) tercile de la distribution de la dépense totale par unité de consommation (distribution de l'ensemble des ménages franciliens).

Tableau 2. *Caractéristiques socio-économiques des ménages, par zone de résidence*

	1979	1984	1989	1994
<i>Nombre de personnes par ménage</i>				
Ensemble	2,7	2,5	2,4	2,4
Paris	2,1	2,0	1,9	1,9
Petite couronne	2,7	2,5	2,5	2,5
Grande couronne	3,0	2,9	2,7	2,6
Hors agglomération	3,3	2,9	2,9	2,8
<i>Dépense totale mensuelle par unité de consommation (*)</i>				
Ensemble	8 409	8 465	9 762	10 581
Paris	9 329	9 497	11 847	13 162
Petite couronne	8 056	8 367	9 441	10 131
Grande couronne	8 017	8 218	9 263	10 035
Hors agglomération	8 522	7 745	8 209	9 224
<i>Répartition par zone des ménages « modestes » d'Ile-de-France (%)</i>				
Paris	26,6	24,7	25,1	23,4
Petite couronne	35,5	36,2	38,3	39,4
Gde cour. + Hors aggro.	37,9	39,1	36,6	37,2

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

(*) Les montants sont actualisés en francs 1994-95 (période de la dernière enquête).

A chaque période l'on retrouve les mêmes régularités mises en évidence par POLACCHINI et ORFEUIL (1998, 1999). A mesure que l'on s'éloigne du centre de l'agglomération Parisienne, la taille du ménage croît et le niveau de vie mesuré par la dépense totale mensuelle par UC diminue (Tableau 2). A noter que les écarts de

enquête (1994-95). Dans les anciennes, « la définition du revenu total (*REVTOT*) était différente, le champ des ressources couvertes par l'enquête était différent, et les montants de ressources non déclarés n'étaient pas imputés (ils étaient simplement mis à zéro) » (INSEE, 1997b, p. 14).

niveau de vie s'élargissent dans le temps entre le centre et la périphérie (en francs 1994-95, l'écart entre Paris et l'extérieur de l'agglomération est passé d'environ 800 frs. mensuels par UC en 1978-79 à presque 4.000 frs. en 1994-95). Observons également que la distribution des ménages en fonction de leur niveau de vie s'est modifiée entre la première et la dernière enquêtes dans le sens d'une « concentration » des ménages modestes en banlieue proche ou extérieure. Ainsi, alors qu'en 1979 Paris abritait 27% des ménages modestes contre 36% en Petite couronne et 38% en Grande couronne et hors agglomération, en 1994 cette proportion n'était plus que de 23% dans le centre de l'agglomération contre 39% en proche banlieue et 37% en banlieue extérieure.

D'autre part, la proportion d'accédants à la propriété augmente en passant du centre à la périphérie, alors que celle des locataires est de moins en moins élevée (Tableau 3). Comme on pouvait s'y attendre, les ménages modestes sont plus nombreux parmi les locataires que les ménages aisés, alors que ces derniers représentent une plus forte proportion des accédants et des propriétaires.¹²

Tableau 3. *Proportion d'accédants à la propriété et de locataires*

	1979	1984	1989	1994
<i>Proportion d'accédants à la propriété (%)</i>				
Ensemble	20,6	18,6	17,9	20,4
<i>Ménages modestes</i>	<i>11,1</i>	<i>8,8</i>	<i>12,2</i>	<i>10,2</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>30,5</i>	<i>25,4</i>	<i>20,8</i>	<i>26,0</i>
Paris	8,1	6,4	8,0	6,4
Petite couronne	19,2	15,1	13,0	17,0
Grande couronne	30,6	25,7	24,2	28,7
Hors agglomération	35,6	37,1	41,9	39,3
<i>Proportion de locataires (%)</i>				
Ensemble	52,8	52,6	48,5	50,2
<i>Ménages modestes</i>	<i>56,1</i>	<i>62,2</i>	<i>57,7</i>	<i>62,5</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>46,0</i>	<i>42,8</i>	<i>40,9</i>	<i>39,2</i>
Paris	66,7	65,3	61,4	62,8
Petite couronne	51,0	56,9	52,7	55,5
Grande couronne	47,7	45,2	38,8	39,1
Hors agglomération	34,4	31,8	26,8	34,5

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Toutefois, bien que le pourcentage de logements en location soit plus fort à Paris, celui des logements à loyers modérés (HLM) y est le plus faible. La proportion des bénéficiaires de l'aide au logement y est aussi plus faible qu'en périphérie (Tableau 4).

¹² Les chiffres correspondant aux modalités restantes (propriétaires et logés gratuitement) sont donnés en annexe.

Tableau 4. *Logement social et aides au logement, par zone de résidence*

	1979	1984	1989	1994
<i>Proportion de locataires occupant un logement HLM (%)</i>				
Ensemble	37,8	41,7	42,3	42,2
Paris	22,6	18,7	19,8	22,8
Petite couronne	45,5	47,7	47,5	48,1
Grande couronne	50,3	56,3	63,5	54,4
Hors agglomération	38,7	58,3	60,5	49,2
<i>Proportion de locataires percevant une aide au logement (%)</i>				
Ensemble	ND	23,5	20,1	24,0
Paris	ND	15,0	13,5	22,4
Petite couronne	ND	25,7	21,2	22,7
Grande couronne	ND	31,5	24,6	26,5
Hors agglomération	ND	23,1	34,3	30,5
<i>Proportion d'accédants percevant une aide au logement (%)</i>				
Ensemble	ND	9,1	10,7	7,1
Paris	ND	4,1	0,0	0,0
Petite couronne	ND	5,4	10,6	8,1
Grande couronne	ND	9,1	14,5	5,9
Hors agglomération	ND	14,7	10,9	10,5

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

ND : Non disponible.

Les contraintes de logement au centre, avec des prix immobiliers élevés, poussent donc les ménages modestes vers la périphérie où ils peuvent adapter la taille du logement à celle de la famille et accéder à la propriété, surtout en maison individuelle (GALLEZ, 1999 ; ORFEUIL, 1998). De fait, la surface du logement, la surface par personne et le nombre de pièces d'habitation augmentent en s'éloignant du centre ; il en est de même pour la proportion de maisons individuelles chez les propriétaires et les accédants (Tableau 5).

Plus généralement, les contraintes foncières à Paris et sa proche banlieue et les limites en termes de possibilités de nouvelles constructions font que les logements de construction *récente* (de moins de 6 ans)¹³ destinés à l'accession à la propriété sont majoritairement situés en banlieue lointaine (Grande couronne et Hors agglomération). La concentration en périphérie est encore plus nette dans le cas des maisons individuelles (Tableau 6). Par conséquent, les « nouveaux » accédants s'établissent en majorité en dehors de Paris et de sa proche banlieue (Tableau 7).

¹³ Un logement est qualifié de *récent* si la construction de l'immeuble a été achevée après l'enquête précédente. De façon similaire, un emménagement est dit *récent* si l'arrivée dans le logement est intervenue après l'enquête précédente. Pour l'enquête de 1978-79, le début de la période correspondante est fixé à 1974. Ce qui donne les périodes 1974-79 pour la première enquête, 1980-85 pour la deuxième, 1986-1989 pour la troisième et 1990-95 pour la dernière.

Tableau 5. *Caractéristiques du logement, par zone de résidence*

	1979	1984	1989	1994
<i>Surface du logement (m²)</i>				
Ensemble	ND	68,4	70,9	75,3
Paris	ND	52,9	53,1	58,7
Petite couronne	ND	65,2	69,4	72,7
Grande couronne	ND	79,3	82,7	86,0
Hors agglomération	ND	84,9	91,1	91,9
<i>Surface par personne (m²)</i>				
Ensemble	ND	26,9	29,1	31,0
Paris	ND	26,1	27,5	30,5
Petite couronne	ND	26,1	28,0	29,3
Grande couronne	ND	27,2	31,0	32,9
Hors agglomération	ND	29,4	30,9	32,6
<i>Nombre de pièces d'habitation</i>				
Ensemble	3,1	3,2	3,2	3,3
Paris	2,5	2,4	2,5	2,6
Petite couronne	3,1	3,1	3,1	3,3
Grande couronne	3,4	3,6	3,6	3,8
Hors agglomération	4,0	3,8	4,0	4,1
<i>Proportion de propriétaires ou accédants occupant une maison individuelle (%)</i>				
Ensemble	48,7	53,0	53,0	52,4
Paris	2,5	0,6	0,9	2,6
Petite couronne	45,8	41,4	46,5	43,4
Grande couronne	58,1	63,7	62,6	66,2
Hors agglomération	84,9	94,0	93,6	92,7

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

ND : Non disponible.

Tableau 6. *Logements récents par zone (%)*

	1979	1984	1989	1994
<i>Accédants</i>				
Paris	5,3	2,0	0	2,8
Petite couronne	19,4	15,2	9,7	27,2
Grande couronne	43,8	37,3	52,2	29,4
Hors agglomération	31,5	45,5	38,1	40,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Maisons individuelles</i>				
Paris	0	0	0	0
Petite couronne	5,2	13,2	16,5	22,4
Grande couronne	39,8	28,0	41,8	37,4
Hors agglomération	55,0	58,8	41,7	40,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Tableau 7. *Emménagements récents par zone – Accédants (%)*

	1979	1984	1989	1994
Paris	11,6	7,1	14,8	9,7
Petite couronne	26,0	33,2	32,9	31,3
Grande couronne	38,0	35,7	34,7	40,5
Hors agglomération	24,4	24,0	17,6	18,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

4.3. Evolution des dépenses de transport et de logement

4.3.1. Les dépenses pour le logement

Pour les dépenses de logement, en plus des critères de la zone de résidence et du niveau de vie, nous considérons celui du statut d'occupation du logement. Ce dernier permet de tenir compte des différences dans les niveaux de dépenses auxquelles font face les ménages au titre d'une part importante des coûts du logement : les loyers et les remboursements de prêts pour achat ou construction. En effet, pour les accédants à la propriété, cela représente une part substantielle de la dépense totale pour le logement, en général plus importante que pour les locataires non HLM et beaucoup plus importante encore que pour les locataires HLM. Quant aux propriétaires, cette dépense (remboursements de prêts pour travaux ou construction) est quasiment inexistante. Sur cette base, les logés gratuitement (à des titres divers), très peu nombreux, sont regroupés avec les propriétaires. En 1994-95, le montant mensuel de la dépense au titre des loyers et des remboursements de prêts s'élevait en moyenne à 4.521 francs pour les ménages accédant à la propriété, à 3.084 francs pour les locataires non HLM, à 1.690 francs pour les locataires HLM et à seulement 62 francs pour les propriétaires (et les logés gratuitement).

Les parts budgétaires sont calculées aussi bien sur les montants absolus payés que sur les montants nets de l'aide au logement (Allocation Logement ou Aide Personnalisée au Logement), sauf pour l'année 1979.¹⁴ Pour garder la même base de calcul des coefficients budgétaires dans les deux cas, la dépense totale n'a pas été corrigée des versements au titre de l'aide au logement. Toutefois, même en se basant sur la dépense totale nette, les estimations ne diffèrent que très marginalement (de quelques dixièmes de point). Ces chiffres peuvent s'obtenir en multipliant une part budgétaire par un coefficient de correction égal au ratio de la

¹⁴ L'information sur l'aide au logement ne figure pas dans l'enquête de 1978-79, probablement parce que les mécanismes d'aide n'étaient pas encore en place à cette période.

dépense totale sur la dépense totale nette.¹⁵ Cette correction dépend de l'importance de l'aide au logement dans la dépense totale. Ainsi, la différence est insignifiante, sinon nulle, dans le cas des ménages classés *aisés*. Pour ces derniers, la part du montant total et celle du montant net de l'aide au logement sont pratiquement identiques, du fait de l'extrême faiblesse de l'aide reçue en moyenne (voir les tableaux suivants).

Tableau 8. *Part budgétaire du logement (%)*

	1979		1984		1989		1994	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Ensemble	17,4	-	19,2	18,5	18,9	18,3	21,8	21,1
<i>Ménages modestes</i>	19,9	-	23,0	20,7	25,1	22,6	28,8	25,9
<i>Ménages aisés</i>	16,3	-	16,9	16,8	16,0	15,9	19,0	18,9
Paris	17,3	-	16,7	16,3	16,3	15,9	19,6	18,8
<i>Ménages modestes</i>	18,2	-	19,5	17,8	23,6	21,7	29,2	25,5
<i>Ménages aisés</i>	16,8	-	14,7	14,7	14,3	14,3	17,3	17,2
Petite couronne	17,0	-	18,9	18,2	18,9	18,3	22,0	21,2
<i>Ménages modestes</i>	19,8	-	24,6	21,8	24,5	22,0	28,9	26,2
<i>Ménages aisés</i>	15,6	-	16,4	16,3	16,2	16,2	19,1	19,0
Grande couronne	18,1	-	20,3	19,6	20,1	19,4	22,7	22,1
<i>Ménages modestes</i>	21,5	-	24,1	21,6	25,8	22,9	28,3	25,6
<i>Ménages aisés</i>	16,4	-	17,6	17,5	17,4	17,3	20,1	20,1
Hors agglomération	17,8	-	21,7	21,1	22,2	21,4	24,0	23,3
<i>Ménages modestes</i>	18,8	-	21,8	20,1	27,0	24,5	28,9	26,5
<i>Ménages aisés</i>	16,8	-	21,4	21,1	18,6	18,6	21,2	21,2

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

(1) Part du montant total.

(2) Part du montant net de l'aide au logement.

Vers la fin des années 1970, la part du logement (résidence principale) dans les dépenses des ménages franciliens ne variait pas beaucoup en fonction de leur éloignement de Paris (Tableau 8). Elle a augmenté dans la première moitié des années 1990 et s'échelonne en 1994 de 20% à Paris à 24% en dehors de l'agglomération (respectivement, 19% et 23% pour la dépense nette de l'aide au logement). Observons que ce coefficient budgétaire a nettement augmenté chez les ménages modestes (passant de 20% en 1979 à 29% en 1994 pour l'ensemble de la région), alors qu'il a très peu évolué chez les ménages aisés (moins de 3 points de pourcentage). Cette évolution différenciée est à attribuer à l'impact de la hausse

¹⁵ Les montants de la dépense totale et de l'aide au logement, permettant d'effectuer cette correction, sont donnés en annexe.

des loyers. En effet, la part des loyers ou des remboursements de prêts, qui constituent environ la moitié des dépenses pour le logement, a sensiblement augmenté sur la période chez les ménages modestes (6 points entre 1979 et 1994), alors qu'elle est restée assez stable chez les ménages aisés. Une évolution similaire a eu lieu au niveau de chaque zone de résidence (Tableau 9).

Tableau 9. *Part budgétaire des loyers ou remboursements de prêts (%)*

	1979		1984		1989		1994	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Ensemble	8,4	-	9,0	8,4	9,8	9,2	10,9	10,2
<i>Ménages modestes</i>	9,0	-	10,6	8,4	14,3	11,9	15,1	12,3
<i>Ménages aisés</i>	7,9	-	7,8	7,7	7,8	7,8	8,8	8,7
Paris	9,4	-	9,1	8,7	9,1	8,8	10,6	9,9
<i>Ménages modestes</i>	9,0	-	10,1	8,5	15,9	13,9	16,3	12,5
<i>Ménages aisés</i>	9,0	-	8,2	8,2	7,5	7,4	9,1	9,0
Petite couronne	7,2	-	8,8	8,1	9,5	8,9	10,3	9,5
<i>Ménages modestes</i>	8,3	-	11,1	8,4	13,1	10,7	15,2	12,5
<i>Ménages aisés</i>	6,2	-	7,7	7,6	7,9	7,8	8,1	8,0
Grande couronne	8,7	-	8,7	8,0	10,0	9,4	11,4	10,8
<i>Ménages modestes</i>	10,2	-	11,6	9,1	15,1	12,2	14,3	11,6
<i>Ménages aisés</i>	8,2	-	6,5	6,4	7,8	7,8	9,4	9,4
Hors agglomération	9,3	-	10,0	9,4	11,5	10,7	12,2	11,6
<i>Ménages modestes</i>	8,1	-	8,5	6,8	14,1	11,6	15,1	12,7
<i>Ménages aisés</i>	8,8	-	10,0	9,7	9,7	9,7	8,6	8,6

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

(1) Part du montant total.

(2) Part du montant net de l'aide au logement.

Les bailleurs contrôlent la solvabilité de leurs locataires et les banques celle des accédants qui leur empruntent pour l'acquisition de leurs logements, ce qui limite les variations de la part de la résidence principale dans le budget de ces ménages. La proportion de propriétaires, dont les dépenses se limitent à l'entretien de leur logement, est donc le principal facteur explicatif de ces évolutions : en effet, elle est passée chez les ménages aisés de 19% en 1979 aux environs de 32% dans la première moitié des années 1990, alors qu'elle est restée proche de 20% chez les ménages modestes. D'autre part, la proportion de locataires est beaucoup plus importante parmi les ménages modestes (63% en 1994-95 contre 39% parmi les aisés). Le prix moyen du m^2 en location a fortement augmenté entre 1984-85 et 1994-95, particulièrement dans le secteur libre.¹⁶ La hausse a été de 47% pour l'ensemble des locataires de la région et a atteint 54% pour les locataires non HLM. Par zone de résidence, les augmentations les plus fortes ont été enregistrées

¹⁶ Prix en francs 1994-95. La surface du logement n'est pas disponible dans l'enquête de 1978-79.

par Paris (59%) et l'extérieur de l'agglomération (47%), principalement tirées par l'évolution des prix des logements non HLM (66% et 67%, respectivement). Les hausses ont été plus modérées dans le secteur HLM (de 15% en dehors de l'agglomération à 26% en Petite couronne). En Grande couronne, les prix des logements HLM et non HLM ont connu des évolutions de même ampleur (40% et 38%, resp.). En général, le prix du m^2 dans le secteur libre est plus du double de celui en vigueur dans le secteur HLM (au niveau de la région, 56 francs contre 24 francs en 1994-95). Les prix sont plus élevés à Paris intra-muros qu'en banlieue, pour les deux types de logements (resp., 28 francs en HLM et 69 francs en non HLM en 1994-95). Par rapport aux prix parisiens, les écarts sont plus importants dans le secteur libre que dans le parc social (resp., 25 francs et 6 francs en 1994-95). A noter que les niveaux des prix et leurs évolutions résument une grande diversité de situations. Outre le fait que le loyer n'augmente pas de façon linéaire avec la surface du logement (*effet d'échelle*), le prix du m^2 dépend de plusieurs facteurs comme la date de construction de l'immeuble, sa localisation ou l'ancienneté du locataire dans le logement (LOUVOT, 1999).

Tableau 10a. *Part budgétaire des loyers ou remboursements de prêts (%)*
Propriétaires (ou logés gratuitement) et accédants à la propriété

	1979		1984		1989		1994	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Propriétaires (ou co-propriétaires) ou logés gratuitement</i>								
Ensemble	0,0	-	2,1	2,0	2,5	2,4	0,3	0,3
<i>Ménages modestes</i>	0,0	-	1,3	1,2	3,0	2,6	0,0	0,0
<i>Ménages aisés</i>	0,0	-	2,0	2,0	2,3	2,3	0,4	0,4
Paris	0,0	-	1,6	1,6	1,1	1,0	0,0	0,0
Petite couronne	0,0	-	2,6	2,6	3,0	2,9	0,7	0,7
Grande couronne	0,0	-	2,0	2,0	3,1	3,1	0,2	0,2
Hors agglomération	0,0	-	1,3	1,3	2,6	2,6	0,0	0,0
<i>Accédants à la propriété</i>								
Ensemble	12,1	-	12,8	12,5	15,4	14,8	16,6	16,4
<i>Ménages modestes</i>	14,8	-	15,0	13,6	23,0	19,8	23,1	21,8
<i>Ménages aisés</i>	10,8	-	11,8	11,7	12,7	12,7	14,7	14,7
Paris	12,0	-	12,3	12,3	10,7	10,7	16,2	16,2
Petite couronne	11,7	-	12,6	12,4	15,8	15,2	15,4	15,2
Grande couronne	11,9	-	12,1	11,8	16,8	15,9	17,6	17,3
Hors agglomération	12,8	-	14,2	13,6	15,4	14,9	16,8	16,5

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

(1) Part du montant total.

(2) Part du montant net de l'aide au logement.

Les tableaux 10a et 10b montrent la part de la dépense totale dévolue aux loyers et remboursements de prêts en fonction du statut d'occupation du logement.

Les accédants à la propriété enregistrent les plus forts coefficients budgétaires, suivis par les locataires non HLM avec des niveaux assez proches. Les locataires HLM présentent des parts beaucoup moins importantes, surtout quand on considère les dépenses nettes de l'aide au logement. Dans tous les cas, l'effort est plus important chez les ménages modestes que chez les ménages aisés. Quant aux propriétaires et logés gratuitement, cette part est très faible sinon nulle. A l'intérieur de chacune de ces catégories, les coefficients budgétaires varient peu d'une zone de résidence à l'autre.

Tableau 10b. *Part budgétaire des loyers ou remboursements de prêts (%)*
Locataires HLM et non HLM

	1979		1984		1989		1994	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Locataires non HLM</i>								
Ensemble	11,6	-	12,4	11,6	14,2	13,8	16,5	15,4
<i>Ménages modestes</i>	13,2	-	15,4	12,5	19,7	18,0	23,3	19,3
<i>Ménages aisés</i>	10,9	-	11,0	10,9	12,6	12,5	13,4	13,2
Paris	12,7	-	12,9	12,4	14,3	13,9	16,3	15,1
Petite couronne	10,6	-	12,0	11,0	14,3	13,8	16,4	15,2
Grande couronne	11,0	-	12,9	11,7	13,3	12,9	16,2	15,4
Hors agglomération	10,6	-	10,7	9,9	15,8	14,2	19,8	18,1
<i>Locataires HLM</i>								
Ensemble	8,4	-	9,2	7,4	11,4	9,6	11,2	9,2
<i>Ménages modestes</i>	10,2	-	11,8	8,1	14,5	10,4	14,9	10,3
<i>Ménages aisés</i>	7,7	-	6,6	6,3	8,0	7,7	7,7	7,6
Paris	9,5	-	10,3	8,8	13,0	11,5	11,6	9,4
Petite couronne	7,4	-	8,9	7,1	10,8	9,1	10,2	8,5
Grande couronne	8,5	-	9,2	7,1	12,0	10,1	12,3	10,1
Hors agglomération	10,4	-	9,2	7,7	10,0	6,7	12,6	9,9

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

(1) Part du montant total.

(2) Part du montant net de l'aide au logement.

Il en résulte que les différences entre ménages en matière d'effort budgétaire alloué au logement (résidence principale) sont déterminées essentiellement par le statut d'occupation du logement et le niveau de vie (Tableaux 11a et 11b).

Tableau 11a. *Part budgétaire du logement (%) – Propriétaires et accédants*

	1979		1984		1989		1994	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Propriétaires (ou co-propriétaires) ou logés gratuitement</i>								
Ensemble	11,5	-	14,7	14,7	13,8	13,7	14,5	14,5
<i>Ménages modestes</i>	13,5	-	17,0	16,9	17,1	16,7	19,4	19,4
<i>Ménages aisés</i>	10,6	-	13,2	13,2	12,4	12,4	13,2	13,2
Paris	10,0	-	10,3	10,3	10,5	10,5	12,5	12,5
Petite couronne	12,9	-	14,8	14,8	15,1	15,0	16,6	16,6
Grande couronne	12,0	-	17,2	17,2	14,2	14,2	14,0	14,0
Hors agglomération	9,3	-	18,0	18,0	16,8	16,8	13,3	13,3
<i>Accédants à la propriété</i>								
Ensemble	21,6	-	24,4	24,0	26,2	25,6	28,2	28,0
<i>Ménages modestes</i>	28,9	-	29,6	28,2	35,0	31,8	35,6	34,3
<i>Ménages aisés</i>	19,4	-	22,6	22,5	23,0	23,0	26,7	26,6
Paris	20,3	-	24,1	24,0	21,5	21,5	28,9	28,9
Petite couronne	21,7	-	24,0	23,8	25,9	25,2	27,4	27,2
Grande couronne	21,5	-	23,7	23,4	28,6	27,8	28,7	28,5
Hors agglomération	22,2	-	25,8	25,2	25,7	25,3	28,2	27,9

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

(1) Part du montant total.

(2) Part du montant net de l'aide au logement.

Tableau 11b. *Part budgétaire du logement (%) – Locataires HLM et non HLM*

	1979		1984		1989		1994	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Locataires non HLM</i>								
Ensemble	19,0	-	19,5	18,7	19,8	19,3	23,5	22,4
<i>Ménages modestes</i>	21,5	-	24,8	21,9	26,9	25,1	33,9	29,8
<i>Ménages aisés</i>	18,3	-	16,6	16,5	17,0	16,9	19,0	18,8
Paris	19,9	-	18,9	18,4	19,1	18,8	22,2	21,1
Petite couronne	17,9	-	19,6	18,6	20,4	19,9	24,2	23,0
Grande couronne	19,4	-	21,3	20,1	19,9	19,5	23,9	23,1
Hors agglomération	16,6	-	17,7	16,8	21,8	20,2	29,4	27,7
<i>Locataires HLM</i>								
Ensemble	15,9	-	18,3	16,5	18,8	17,0	21,5	19,5
<i>Ménages modestes</i>	19,4	-	23,3	19,6	24,3	20,2	27,8	23,3
<i>Ménages aisés</i>	13,8	-	13,1	12,8	12,7	12,5	15,3	15,2
Paris	16,1	-	18,8	17,3	18,6	17,1	21,3	19,2
Petite couronne	15,6	-	18,4	16,6	18,8	17,1	20,5	18,8
Grande couronne	15,8	-	18,2	16,2	19,3	17,4	22,5	20,2
Hors agglomération	17,4	-	17,4	16,0	18,1	14,8	24,7	22,0

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

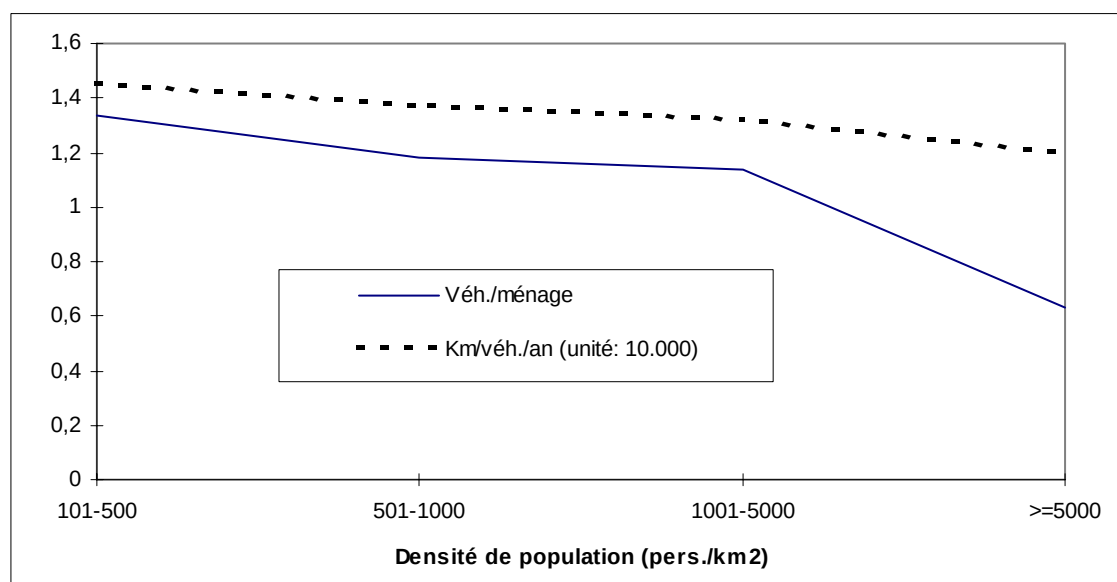
(1) Part du montant total.

(2) Part du montant net de l'aide au logement.

4.3.2. Les dépenses pour les transports

L'équipement des ménages en automobile est fortement structuré par la densité de population (Figure 2) et par le niveau de revenu. En effet, les taux d'équipement augmentent substantiellement en allant du centre de l'agglomération vers sa périphérie et sont plus forts chez les ménages aisés que chez les ménages modestes, que ce soit en termes de proportion d'équipés (Tableau 12) ou de nombre de véhicules par ménage (Tableau 13).

Figure 2. *Motorisation, utilisation des véhicules et densité de population*
(Ile-de-France : situation en fin d'année 1999)



Source : HIVERT (2001), à partir du panel « Parc Auto » SOFRES.

Sur longue période, la proportion de ménages motorisés a connu une hausse, sauf à Paris (suffisamment doté en transports en commun) où elle est restée stable. Plus important, cette proportion a augmenté beaucoup plus parmi les ménages modestes comparés aux plus nantis. Par conséquent, les écarts en fonction du niveau de vie se sont réduits (surtout en périphérie), traduisant une diffusion sociale croissante de la voiture. On peut observer des évolutions semblables pour le nombre de véhicules par ménage. A Paris, la hausse est confinée chez les ménages les plus riches. La croissance de cet indicateur reflète aussi le développement du multi-équipement, principalement chez les ménages aisés, mais aussi parmi les ménages modestes de la périphérie lointaine où la voiture constitue souvent le seul mode disponible.

Tableau 12. *Proportion de ménages disposant d'un véhicule automobile (%)*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	66,5	68,1	67,8	71,9
<i>Ménages modestes</i>	<i>47,8</i>	<i>48,2</i>	<i>47,8</i>	<i>55,8</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>79,0</i>	<i>82,7</i>	<i>81,7</i>	<i>81,3</i>
Paris	52,2	49,7	46,7	51,2
<i>Ménages modestes</i>	<i>34,4</i>	<i>28,6</i>	<i>23,6</i>	<i>27,4</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>65,1</i>	<i>65,7</i>	<i>64,4</i>	<i>68,7</i>
Petite couronne	66,0	65,5	68,8	71,5
<i>Ménages modestes</i>	<i>46,3</i>	<i>43,4</i>	<i>47,4</i>	<i>55,4</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>79,2</i>	<i>83,0</i>	<i>87,3</i>	<i>83,0</i>
Grande couronne	75,7	83,2	83,2	82,7
<i>Ménages modestes</i>	<i>53,8</i>	<i>66,0</i>	<i>61,5</i>	<i>72,6</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>91,0</i>	<i>95,4</i>	<i>94,4</i>	<i>89,7</i>
Hors agglomération	85,0	79,5	79,5	88,7
<i>Ménages modestes</i>	<i>70,3</i>	<i>63,4</i>	<i>69,8</i>	<i>77,3</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>92,9</i>	<i>94,9</i>	<i>92,3</i>	<i>93,4</i>

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.Tableau 13. *Nombre de véhicules à la disposition du ménage*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	0,82	0,83	0,86	0,97
<i>Ménages modestes</i>	<i>0,54</i>	<i>0,53</i>	<i>0,56</i>	<i>0,69</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>1,03</i>	<i>1,07</i>	<i>1,08</i>	<i>1,15</i>
Paris	0,56	0,55	0,56	0,61
<i>Ménages modestes</i>	<i>0,34</i>	<i>0,29</i>	<i>0,24</i>	<i>0,27</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>0,73</i>	<i>0,76</i>	<i>0,83</i>	<i>0,88</i>
Petite couronne	0,82	0,78	0,86	0,93
<i>Ménages modestes</i>	<i>0,53</i>	<i>0,46</i>	<i>0,55</i>	<i>0,65</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>1,08</i>	<i>1,04</i>	<i>1,15</i>	<i>1,14</i>
Grande couronne	0,95	1,07	1,09	1,15
<i>Ménages modestes</i>	<i>0,59</i>	<i>0,74</i>	<i>0,76</i>	<i>0,93</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>1,19</i>	<i>1,32</i>	<i>1,26</i>	<i>1,33</i>
Hors agglomération	1,19	1,05	1,11	1,38
<i>Ménages modestes</i>	<i>0,90</i>	<i>0,76</i>	<i>0,86</i>	<i>1,13</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>1,38</i>	<i>1,31</i>	<i>1,37</i>	<i>1,59</i>

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

La part des transports individuels (principalement l'automobile) dans le budget des ménages varie beaucoup plus que celle du logement en fonction de la zone de résidence. Ainsi, l'écart en 1994-95 entre Paris et l'extérieur de l'agglomération

atteint 8 points de pourcentage alors qu'il est de moins de 5 points dans le cas du logement (Tableaux 14 et 8). Pour ce qui est de la distinction en fonction du niveau de vie, le rapport contraste avec celui noté dans le cas du logement. Les ménages aisés, plus motorisés et utilisant plus leurs véhicules, consacrent une part plus importante de leur budget aux transports individuels, et ce quelle que soit la zone de résidence. Les différences de taux d'effort sont essentiellement dues au poids des achats de véhicules fortement déterminés par le niveau de revenu. Ainsi, les dépenses pour l'acquisition de véhicules représentent plus de la moitié du budget transports individuels des ménages les plus riches aux deux dernières enquêtes (jusqu'à 2/3 pour ceux habitant en dehors de l'agglomération). Alors que pour les ménages modestes, la proportion plafonne en général à 30%. Les écarts (en valeur absolue) entre modestes et aisés sont moindres que dans le cas du logement (montants nets de l'aide au logement), sauf en périphérie lointaine. Le dynamisme de la motorisation chez des ménages modestes résidant en périphérie, qui n'ont pas encore atteint la saturation, induit même le maintien de leur coefficient budgétaire malgré les baisses de prix relatifs (surtout des carburants, mais aussi des véhicules automobiles) qui sont intervenues durant la période d'observation (voir Tableau 1 ci-dessus).

Tableau 14. *Part budgétaire des transports individuels (%)*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	11,9	11,5	11,5	9,5
<i>Ménages modestes</i>	<i>8,2</i>	<i>7,7</i>	<i>7,1</i>	<i>7,6</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>13,2</i>	<i>13,4</i>	<i>12,3</i>	<i>9,6</i>
Paris	7,7	7,7	8,3	5,9
<i>Ménages modestes</i>	<i>5,2</i>	<i>5,6</i>	<i>4,5</i>	<i>4,2</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>8,2</i>	<i>9,1</i>	<i>9,2</i>	<i>6,0</i>
Petite couronne	12,2	11,1	11,4	8,9
<i>Ménages modestes</i>	<i>9,0</i>	<i>6,4</i>	<i>6,3</i>	<i>7,2</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>14,2</i>	<i>13,2</i>	<i>12,4</i>	<i>8,9</i>
Grande couronne	13,9	14,0	13,3	11,4
<i>Ménages modestes</i>	<i>7,7</i>	<i>9,2</i>	<i>8,6</i>	<i>9,5</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>16,1</i>	<i>16,7</i>	<i>14,2</i>	<i>13,1</i>
Hors agglomération	15,4	13,6	15,0	14,3
<i>Ménages modestes</i>	<i>12,0</i>	<i>10,6</i>	<i>9,3</i>	<i>8,9</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>16,4</i>	<i>16,8</i>	<i>20,5</i>	<i>17,1</i>

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Les frais d'utilisation des véhicules, qui constituent l'essentiel des dépenses au titre des transports individuels (une moyenne de 60% pour tous les ménages de la région), voient leur poids budgétaire croître logiquement avec l'éloignement du

centre, du fait du caractère de plus en plus nécessaire de la voiture (Tableau 15). Bien que les écarts en termes de pourcentages du budget ne soient pas très importants en fonction du niveau de vie, on peut noter des différences conséquentes dans les montants mensuels déboursés. Ainsi, en 1994-95, les ménages aisés ont dépensé 2,5 fois le montant consenti en moyenne par les plus modestes (1.541 francs contre 607 francs). Le rapport est plus important entre les deux catégories de ménages à Paris (presque 6 fois), mais baisse graduellement en allant vers l'extérieur de l'agglomération (où il est de moins du double : 1.702 francs et 1.025 francs, resp.). Il en résulte que des ménages modestes établis à l'extérieur de l'agglomération sont amenés à dépenser près de 800 francs de plus par mois que des ménages d'un niveau de vie équivalent mais résidant à Paris. Ce surcroît de dépense est pour l'essentiel occasionné par l'achat de carburants (près de 500 francs).

Tableau 15. *Part budgétaire de l'utilisation de véhicules (%)*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	7,2	6,8	5,8	5,4
<i>Ménages modestes</i>	<i>5,9</i>	<i>6,0</i>	<i>5,5</i>	<i>5,7</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>7,7</i>	<i>7,1</i>	<i>5,3</i>	<i>4,8</i>
Paris	4,8	4,9	4,5	4,0
<i>Ménages modestes</i>	<i>4,2</i>	<i>4,0</i>	<i>3,7</i>	<i>3,2</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>4,6</i>	<i>5,4</i>	<i>4,7</i>	<i>4,1</i>
Petite couronne	6,9	6,5	5,9	5,0
<i>Ménages modestes</i>	<i>6,1</i>	<i>5,5</i>	<i>5,4</i>	<i>5,2</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>7,9</i>	<i>7,0</i>	<i>5,3</i>	<i>4,5</i>
Grande couronne	8,6	8,1	7,0	6,2
<i>Ménages modestes</i>	<i>6,2</i>	<i>6,9</i>	<i>6,8</i>	<i>6,8</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>9,7</i>	<i>8,3</i>	<i>6,0</i>	<i>6,1</i>
Hors agglomération	9,5	8,0	6,3	7,4
<i>Ménages modestes</i>	<i>8,2</i>	<i>7,8</i>	<i>6,0</i>	<i>7,9</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>10,7</i>	<i>8,4</i>	<i>6,7</i>	<i>5,7</i>

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Sur longue période, on peut noter une importante évolution liée à la diffusion progressive de la voiture et de son utilisation. En effet, la part de l'utilisation des véhicules était plus importante dans le budget d'un ménage aisé que dans celui d'un ménage modeste jusqu'au milieu des années 1980, du fait d'un équipement plus faible chez les moins nantis. Puis, avec la progression de l'équipement automobile et de son utilisation chez ces derniers, la part budgétaire des dépenses d'utilisation devient plus importante et dépasse celle consacrée à ce poste par les plus aisés (qui étaient déjà à des niveaux élevés et d'équipement et d'usage). Cette

évolution peut s'observer pour les différentes zones de résidence (à l'extérieur de l'agglomération, elle semble se dessiner en fin de période d'observation), sauf à Paris où l'équipement automobile des plus modestes est resté beaucoup plus faible que celui des plus aisés, du fait d'une bonne couverture par les transports publics.

On remarque une évolution similaire dans le cas des dépenses pour les carburants (Tableau 16). En outre, alors que la tendance du poids budgétaire des carburants est à la baisse (pour l'ensemble des ménages et pour les plus nantis d'entre eux), du fait de la baisse de leur prix relatif notée précédemment, dans le cas des ménages modestes cette part se maintient aux niveaux enregistrés à la fin des années 1970 (sauf pour ceux habitant Paris). Ce maintien est dû à une hausse des volumes correspondant à l'usage croissant de la voiture lié à sa diffusion.¹⁷

Tableau 16. *Part budgétaire des carburants (%)*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	3,3	3,1	2,4	2,2
<i>Ménages modestes</i>	2,7	2,8	2,3	2,7
<i>Ménages aisés</i>	3,3	3,0	2,0	1,8
Paris	2,1	2,1	1,5	1,3
<i>Ménages modestes</i>	1,7	1,5	0,8	0,8
<i>Ménages aisés</i>	2,0	2,3	1,5	1,5
Petite couronne	3,1	2,9	2,3	1,9
<i>Ménages modestes</i>	2,4	2,4	2,2	2,4
<i>Ménages aisés</i>	3,5	3,0	2,0	1,6
Grande couronne	4,1	3,6	3,1	2,6
<i>Ménages modestes</i>	3,3	3,6	3,4	3,4
<i>Ménages aisés</i>	4,3	3,3	2,5	2,2
Hors agglomération	4,3	4,0	3,3	3,6
<i>Ménages modestes</i>	4,3	3,8	2,7	4,2
<i>Ménages aisés</i>	4,2	4,0	3,7	2,8

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Quant aux dépenses de transports en commun locaux, largement subventionnés, leur part est faible : de l'ordre de 1% du budget des franciliens et un peu plus chez les ménages modestes, en particulier ceux de Paris (autour de 2%). Cette part budgétaire s'inscrit logiquement en contraste avec celle de l'automobile, diminuant à mesure que l'on s'éloigne du centre de l'agglomération (Tableau 17). Toutefois, les disparités entre zones semblent stables au cours du temps, alors que les hausses tarifaires renforcent nettement les inégalités en fonction du revenu, notamment à Paris. Le terme *inégalités* étant entendu ici dans le sens de *disparités en termes d'effort budgétaire* consacré à ce poste de dépense. En effet, alors que la part de ce poste chez les ménages aisés de la périphérie est restée stable entre la première et

¹⁷ Les dépenses mensuelles (en francs 1994-95) sont données en annexe.

la dernière enquêtes, elle a augmenté chez les ménages modestes, particulièrement en Petite et Grande couronnes. A Paris, elle s'est maintenue chez les ménages modestes et a décru chez les aisés.

Tableau 17. *Part budgétaire des transports en commun locaux (%)*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	1,2	1,0	1,0	1,1
<i>Ménages modestes</i>	<i>1,2</i>	<i>1,2</i>	<i>1,5</i>	<i>1,6</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>1,0</i>	<i>0,8</i>	<i>0,7</i>	<i>0,8</i>
Paris	1,6	1,3	1,1	1,3
<i>Ménages modestes</i>	<i>2,1</i>	<i>1,8</i>	<i>2,2</i>	<i>2,1</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>1,4</i>	<i>1,0</i>	<i>0,8</i>	<i>0,9</i>
Petite couronne	1,1	1,0	1,0	1,1
<i>Ménages modestes</i>	<i>1,1</i>	<i>1,4</i>	<i>1,7</i>	<i>1,7</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>0,9</i>	<i>0,8</i>	<i>0,7</i>	<i>0,9</i>
Grande couronne	1,0	0,8	0,9	1,1
<i>Ménages modestes</i>	<i>1,1</i>	<i>0,9</i>	<i>0,8</i>	<i>1,6</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>0,7</i>	<i>0,6</i>	<i>0,7</i>	<i>0,8</i>
Hors agglomération	0,7	1,1	0,9	0,8
<i>Ménages modestes</i>	<i>0,6</i>	<i>1,0</i>	<i>1,3</i>	<i>0,8</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>0,8</i>	<i>1,0</i>	<i>0,6</i>	<i>0,7</i>

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Une décomposition additive de l'évolution du coefficient budgétaire en un « effet volume » et un « effet prix » s'obtient en évaluant les variations relatives avec les différences logarithmiques (voir Encadré 1, Chapitre 2). En effet, la part d'une composante x_i dans la dépense totale X s'écrit :

$$w_i = \frac{x_i}{X} = \frac{p_i q_i}{PQ} = p_{r,i} w_{r,i},$$

où p_i est l'indice de prix du « bien » i et q_i sa « quantité » (ou « volume ») ; P et Q sont respectivement l'indice général des prix et la dépense totale « en volume » ; $p_{r,i} = p_i/P$ est le prix relatif du « bien » i et $w_{r,i} = q_i/Q$ est sa part budgétaire en volume. La variation relative du coefficient budgétaire entre les périodes t_0 et t est donc :

$$\ln \left(\frac{w_{i,t}}{w_{i,t_0}} \right) = \ln \left(\frac{p_{r,i,t}}{p_{r,i,t_0}} \right) + \ln \left(\frac{w_{r,i,t}}{w_{r,i,t_0}} \right),$$

soit la somme de la variation relative du prix relatif du « bien » i et de la variation relative de sa part budgétaire en volume.

La hausse des prix des transports en commun locaux (y compris les taxis) a été de 27 L% (soit 31%) de plus que l'inflation (voir Tableau 1). L'évolution des prix est donc prédominante dans la variation relative des parts budgétaires chez les ménages modestes de la Petite couronne (+43,5 L%) et ceux de la Grande couronne (+37,5 L%). Pour ceux résidant à Paris, elle a compensé une baisse de la part budgétaire en volume.

Au total, l'effort budgétaire consacré aux transports est fortement déterminé par la localisation résidentielle. Il est d'autant plus important qu'un ménage habite loin du centre, l'écart entre Paris et l'extérieur de l'agglomération atteignant de 6 à 8 points de pourcentage (Tableau 18). Les différences selon le niveau de vie sont moindres parmi les résidents parisiens. On peut également noter que, en contraste avec le cas du logement, l'effet de l'éloignement du centre est très important même pour des ménages de niveau de vie équivalent. Ainsi, l'effort budgétaire des ménages aisés habitant à l'extérieur de l'agglomération est nettement supérieur à celui des ménages aisés de Paris (jusqu'à 11 points de différence en fin de période). Les différences entre ménages modestes des deux zones sont plus réduites (3 à 4 points à la même époque), du fait de contraintes de revenu plus serrées.

Tableau 18. *Part budgétaire des transports* * (%)

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	13,1	12,5	12,5	10,6
<i>Ménages modestes</i>	<i>9,4</i>	<i>8,9</i>	<i>8,6</i>	<i>9,2</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>14,2</i>	<i>14,2</i>	<i>13,0</i>	<i>10,4</i>
Paris	9,3	9,0	9,4	7,2
<i>Ménages modestes</i>	<i>7,3</i>	<i>7,4</i>	<i>6,7</i>	<i>6,3</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>9,6</i>	<i>10,1</i>	<i>10,0</i>	<i>6,9</i>
Petite couronne	13,3	12,1	12,4	10,0
<i>Ménages modestes</i>	<i>10,1</i>	<i>7,8</i>	<i>8,0</i>	<i>8,9</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>15,1</i>	<i>14,0</i>	<i>13,1</i>	<i>9,8</i>
Grande couronne	14,9	14,8	14,2	12,5
<i>Ménages modestes</i>	<i>8,8</i>	<i>10,1</i>	<i>9,4</i>	<i>11,1</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>16,8</i>	<i>17,3</i>	<i>14,9</i>	<i>13,9</i>
Hors agglomération	16,1	14,7	15,9	15,1
<i>Ménages modestes</i>	<i>12,6</i>	<i>11,6</i>	<i>10,6</i>	<i>9,7</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>17,2</i>	<i>17,8</i>	<i>21,1</i>	<i>17,8</i>

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

* Transports individuels et transports en commun locaux.

4.3.3. Les dépenses pour l'ensemble « logement – transports »

Les différents mécanismes que nous venons d'analyser convergent vers des disparités importantes en fonction de la distance au centre de l'agglomération : la différence des coefficients budgétaires du poste « logement – transports » entre Paris et l'extérieur de l'agglomération est passée de 7 points en 1979 à 12 points en 1994 (Tableau 19). Si l'on considère le statut d'occupation du logement, la part du logement explique les différences dans les *niveaux* de l'effort budgétaire consacré aux deux postes réunis (plus important dans le budget des accédants à la propriété, suivis des locataires non HLM, puis des locataires HLM et enfin des propriétaires), mais les différences en fonction de la zone de résidence sont dues à la part allouée aux transports. L'écart en 1994 entre les ménages parisiens et ceux de l'extérieur de l'agglomération a été de 8 points parmi les propriétaires, de 8 points parmi les accédants, de 12 points parmi les locataires non HLM et de 10 points parmi les locataires HLM.¹⁸

Tableau 19. *Part budgétaire du logement et des transports * (%)*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	30,5	31,0	30,8	31,7
<i>Ménages modestes</i>	<i>29,3</i>	<i>29,6</i>	<i>31,2</i>	<i>35,1</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>30,5</i>	<i>31,0</i>	<i>28,9</i>	<i>29,3</i>
Paris	26,6	25,3	25,3	26,0
<i>Ménages modestes</i>	<i>25,5</i>	<i>25,2</i>	<i>28,4</i>	<i>31,8</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>26,4</i>	<i>24,8</i>	<i>24,3</i>	<i>24,1</i>
Petite couronne	30,3	30,3	30,7	31,2
<i>Ménages modestes</i>	<i>29,9</i>	<i>29,6</i>	<i>30,0</i>	<i>35,1</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>30,7</i>	<i>30,3</i>	<i>29,3</i>	<i>28,8</i>
Grande couronne	33,0	34,4	33,6	34,6
<i>Ménages modestes</i>	<i>30,3</i>	<i>31,7</i>	<i>32,3</i>	<i>36,7</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>33,2</i>	<i>34,8</i>	<i>32,2</i>	<i>34,0</i>
Hors agglomération	33,9	35,8	37,3	38,4
<i>Ménages modestes</i>	<i>31,4</i>	<i>31,7</i>	<i>35,1</i>	<i>36,2</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>34,0</i>	<i>38,9</i>	<i>39,7</i>	<i>39,0</i>

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

* Les dépenses de logement sont nettes de l'aide au logement ; les dépenses de transport n'incluent pas celles pour les transports en commun longue distance.

C'est entre les ménages aisés que les différences en fonction de la localisation résidentielle sont les plus marquées : ceux qui habitent Paris consacrent environ un

¹⁸ Voir les tableaux correspondants en annexe.

quart de leur budget au logement et aux transports, alors que ceux qui résident hors de l'agglomération y affectent près de 40% de leurs dépenses (en 1994-95). Comme dans le cas du poste transports, ces différences sont plus réduites entre ménages modestes. Quant aux écarts en fonction du niveau de vie, ils sont réduits du fait de la compensation entre différences de sens opposés constatées précédemment pour le logement et les transports (la part du logement est plus importante dans le budget d'un ménage modeste que dans celui d'un ménage aisé, et inversement pour celle des transports).

4.3.4. Un découpage « Est/Ouest » est-il plus discriminant ?

La concentration des zones de prix immobiliers élevés à l'ouest de l'agglomération, principalement à Paris et dans les Hauts-de-Seine (POLACCHINI et ORFEUIL, 1998), suggère un découpage « Est/Ouest ». On aurait ainsi à comparer une zone riche avec des prix immobiliers élevés et une zone moins riche avec des prix immobiliers moins élevés. Le découpage retenu distingue « Paris (75) et les Hauts-de-Seine (92) », à l'ouest, et « la Seine-Saint-Denis (93) et le Val-de-Marne (94) », à l'est.

La comparaison du revenu total moyen et de la distribution des ménages selon leur niveau de vie confirme les disparités en termes de richesses entre les deux zones. Ainsi, le revenu total par ménage observé dans la dernière enquête (1994-95) est en moyenne de 229.685 FF dans la zone ouest contre 202.838 FF à l'est.¹⁹ En outre, la proportion des ménages *modestes* est plus importante à l'est qu'à l'ouest (41% et 30%, respectivement) alors que celle des ménages *aisés* y est, au contraire, plus faible (25% contre 43%, respectivement).²⁰ D'autre part, le prix moyen du m^2 en location est nettement plus élevé à Paris et dans les Hauts-de-Seine qu'en Seine-Saint-Denis et dans le Val-de-Marne : 53 francs et 33 francs, respectivement.²¹

Dans ce qui suit, nous comparons les résultats pour les deux découpages à partir de l'enquête de 1994-95 (tous statuts d'occupation du logement confondus). Les tableaux ci-dessous indiquent pour chaque zone et pour chaque catégorie de ménages (*ensemble*, *modestes* et *aisés*), le coefficient budgétaire et la dépense annuelle correspondante, ainsi que leurs écarts respectifs par rapport à la « zone

¹⁹ Le revenu total du ménage est défini comme la somme des revenus d'activité, des revenus sociaux et des revenus du patrimoine. Ce revenu est égal à 0 pour quelques ménages ; il s'agit surtout de ménages aidés par leur famille (INSEE, 1997, p. 24). En y ajoutant les aides reçues d'autres ménages et en retranchant les dons versés à d'autres ménages, le revenu moyen par ménage s'élève à 229.885 FF à l'ouest et 199.459 FF à l'est.

²⁰ Le % de ménages restants constitue le 2^{ème} tercile (i.e., ménages au niveau de vie « moyen »).

²¹ Dans le secteur libre, les prix moyens s'élèvent à 66 francs et 48 francs, respectivement. Dans le parc HLM, ils sont de 26 francs et 22 francs, respectivement.

de référence » (Paris et Hauts-de-Seine dans le découpage Est/Ouest ; Paris dans le découpage en fonction de la distance au centre de l'agglomération).

En toute rigueur, les deux découpages ne sont comparables que pour l'espace géographique qui leur est commun, ce qui revient à ne considérer dans le zonage en fonction de la distance au centre que Paris et la Petite couronne. Dans ce cas, les deux zonages donnent lieu à des contrastes assez voisins (quoique légèrement plus importants en fonction de la distance au centre), aussi bien en termes de montants de dépenses qu'en termes de parts budgétaires. Toutefois, en se restreignant à cet espace, on ne prend pas en compte pleinement un déterminant majeur des comportements de transport, à savoir l'offre de transports en commun. D'autre part, comme nous allons le voir, les comportements d'adaptation aux prix du logement et les contrôles exercés sur sa part budgétaire font que les variations d'une zone à l'autre sont limitées même quand on considère la périphérie lointaine. En revanche, les différences sont considérables pour les dépenses de transport. Pour ces raisons, nous étendons la comparaison à la Grande couronne et à la zone Hors agglomération.

Compte tenu du contrôle exercé sur le poids budgétaire du logement, l'effort consacré à ce poste ne varie pas beaucoup d'une zone à l'autre, quel que soit le découpage considéré (Tableau 20). Ainsi, ce coefficient budgétaire est quasiment le même à l'est et à l'ouest. Quand on considère la distance au centre de l'agglomération, les différences de taux d'effort par rapport à Paris ne dépassent pas les 4 points. La stabilité de ce coefficient budgétaire est encore plus nette dans le cas des ménages modestes : dans les deux découpages et quelle que soit la zone, il reste proche d'une « limite » de 30% malgré une dépense plus conséquente (environ 1000 à 1.500 francs de plus par mois) occasionnée par un logement plus grand en périphérie.²²

²² La surface habitable moyenne d'un logement en location est de 63 m² à l'est contre 55 m² à l'ouest ; elle est de 52 m² à Paris, 62 m² en Petite couronne, 69 m² en Grande couronne et 68 m² en dehors de l'agglomération.

Tableau 20. *Comparaison des deux découpages en 1994-95*
Les dépenses de logement

	Coefficient budgétaire (%)	Dépense annuelle *	Ecart ^{**}	
			Coefficient budgétaire	Dépense annuelle
Découpage Est/Ouest				
« Ouest »	20,4	51 514		
Modestes	28,9	28 742		
Aisés	18,2	72 436		
« Est »	22,1	49 629	1,7	-1 886
Modestes	29,1	39 717	0,2	10 975
Aisés	18,4	69 221	0,2	-3 215
Découpage en fonction de la distance au centre				
Paris	19,6	49 214		
Modestes	29,2	26 665		
Aisés	17,3	71 005		
Pte cour.	22,0	51 727	2,4	2 513
Modestes	28,9	38 323	-0,3	11 658
Aisés	19,1	72 002	1,8	997
Gde cour.	22,7	54 942	3,1	5 729
Modestes	28,3	39 900	-0,9	13 235
Aisés	20,1	72 319	2,8	1 315
Hors aggro.	24,0	56 976	4,4	7 762
Modestes	28,9	45 297	-0,3	18 632
Aisés	21,2	76 353	3,9	5 348

Source : Enquête Insee *Budget des Familles 1994-95*.

* Les dépenses annuelles sont en francs courants.

** Ecart pour chaque catégorie (*ensemble*, *modestes* et *aisés*) par rapport à « Paris et Hauts-de-Seine » dans le cas du découpage Est/Ouest, et à Paris dans le cas du découpage en fonction de la distance au centre.

La situation est tout autre dans le cas des transports individuels (Tableau 21). Alors que les différences entre la zone Est et la zone Ouest restent limitées (3.600 francs en dépense annuelle et 2 points d'écart en part budgétaire), les écarts par rapport à la ville de Paris sont nettement plus importants à mesure que l'on s'en éloigne (atteignant près de 20.000 francs en dépense annuelle et 8 points en part budgétaire pour les ménages habitant hors de l'agglomération).²³ A noter que ces écarts sont moins importants entre ménages modestes de différentes zones (au plus 5 points) qu'entre ménages aisés (jusqu'à 11 points pour ceux habitant en dehors de l'agglomération). Ceci est dû au poids des dépenses d'achats de véhicules chez

²³ Compte tenu du poids de Paris dans la zone Ouest, le contraste entre Paris et la Petite couronne n'est pas très différent de celui entre l'Est et l'Ouest.

ces derniers : 43% des dépenses de transports individuels à Paris, 50% en Petite couronne, 54% en Grande couronne et 67% en dehors de l'agglomération (alors qu'elle est au plus de 28% chez les ménages modestes). De fait, les écarts de dépenses entre ménages aisés sont principalement des différences en termes de dépenses d'achats de véhicules (les montants correspondants sont indiqués entre crochets). Les différences entre ménages modestes relèvent essentiellement des dépenses d'utilisation des véhicules.²⁴

Tableau 21. *Comparaison des deux découpages en 1994-95*
Les dépenses de transports individuels

	Coefficient Budgétaire (%)	Dépense Annuelle *	Ecart ^{**}	
			Coefficient budgétaire	Dépense annuelle ***
Découpage Est/Ouest				
« Ouest »	6,8	17 087		
Modestes	4,5	4 466		
Aisés	6,7	26 825		
« Est »	9,2	20 715	2,4	3 628 [2 631]
Modestes	7,8	10 629	3,3	6 163 [1 989]
Aisés	9,5	35 720	2,8	8 896 [7 643]
Découpage en fonction de la distance au centre				
Paris	5,9	14 770		
Modestes	4,2	3 843		
Aisés	6,0	24 750		
Pte cour.	8,9	20 926	3,0	6 156 [4 294]
Modestes	7,2	9 524	3,0	5 681 [1 662]
Aisés	8,9	33 363	2,9	8 613 [8 481]
Gde cour.	11,4	27 557	5,5	12 787 [7 838]
Modestes	9,5	13 327	5,3	9 484 [2 791]
Aisés	13,1	47 023	7,1	22 273 [17 166]
Hors aggl.	14,3	34 003	8,4	19 233 [11 819]
Modestes	8,9	13 897	4,7	10 054 [650]
Aisés	17,1	61 483	11,1	36 733 [33 026]

Source : Enquête Insee *Budget de Famille 1994-95*.

* Les dépenses annuelles sont en francs courants.

** Ecart^s pour chaque catégorie (*ensemble*, *modestes* et *aisés*) par rapport à « Paris et Hauts-de-Seine » dans le cas du découpage Est/Ouest, et à Paris dans le cas du découpage en fonction de la distance au centre.

*** Les montants des écart^s relevant des achats de véhicules sont indiqués entre crochets.

S'agissant des dépenses de transports en commun locaux, les différences sont beaucoup moins importantes (l'écart maximal s'élève à 1.391 francs annuels et est

²⁴ Un tableau relatif aux dépenses d'utilisation de véhicules figure en annexe.

enregistré entre les ménages parisiens et ceux établis en dehors de l'agglomération) et leur incidence sur les écarts entre coefficients budgétaires est insignifiante (voir le tableau correspondant en annexe).

En conséquence, quand on considère le total des dépenses pour le logement et les transports, le critère de la distance au centre est nettement plus discriminant entre zones que les conditions prévalant sur le marché de l'immobilier (Tableau 22). Observons que pour les ménages modestes, les écarts en termes d'effort budgétaire par rapport à la « zone de référence » sont limités (autour de 3 points), tandis que pour les ménages aisés ils atteignent 15 points pour ceux localisés en dehors de l'agglomération. Les différences en montants dépensés sont principalement dues au logement dans le cas des ménages modestes et aux transports dans celui des ménages aisés.

Tableau 22. *Comparaison des deux découpages en 1994-95*
Les dépenses de logement et de transports

	Coefficient budgétaire (%)	Dépense Annuelle *	Ecart ^s **	
			Coefficient budgétaire	Dépense annuelle
Découpage Est/Ouest				
« Ouest »	28,5	71 886		
Modestes	35,6	35 400		
Aisés	25,8	102 858		
« Est »	32,4	72 723	3,9	836
Modestes	38,4	52 410	2,8	17 011
Aisés	28,7	107 987	2,9	5 129
Découpage en fonction de la distance au centre				
Paris	26,8	67 265		
Modestes	35,5	32 469		
Aisés	24,2	99 262		
Pte cour.	32,0	75 347	5,2	8 082
Modestes	37,8	50 079	2,3	17 610
Aisés	28,9	108 751	4,7	9 489
Gde cour.	35,2	85 085	8,4	17 820
Modestes	39,4	55 414	3,9	22 946
Aisés	34,0	122 226	9,8	22 964
Hors aggro.	39,1	92 869	12,3	25 604
Modestes	38,6	60 457	3,1	27 988
Aisés	39,0	140 219	14,8	40 957

Source : Enquête Insee *Budget des Familles 1994-95*.

* Les dépenses annuelles sont en francs courants.

** Ecart pour chaque catégorie (*ensemble*, *modestes* et *aisés*) par rapport à « Paris et Hauts-de-Seine » dans le cas du découpage Est/Ouest, et à Paris dans le cas du découpage en fonction de la distance au centre.

4.4. Synthèse et conclusions

Les résultats en coupe transversale confortent ceux qu'avaient obtenus POLACCHINI et ORFEUIL (1998, 1999) en estimant des dépenses à partir de données d'enquêtes portant sur des quantités physiques au début des années 1990. Les caractéristiques socio-économiques des ménages se modifient à mesure que l'on passe du centre vers la périphérie lointaine : la taille moyenne du ménage, la surface par personne et la proportion des accédants à la propriété augmentent, tandis que le revenu par unité de consommation diminue. Ainsi, les contraintes de budget et les prix immobiliers poussent les ménages modestes à se localiser en périphérie (surtout quand ils souhaitent devenir propriétaires). En moyenne, la part consacrée au logement reste sensiblement la même d'une zone à l'autre. Les différences entre ménages sont plus déterminées par le statut d'occupation du logement (propriétaire, accédant, locataire HLM ou non HLM). En revanche, plus un ménage habite loin du centre plus il consacre une part importante de son budget au transport (principalement, coûts d'achat et d'utilisation de véhicules automobiles). De ce fait, l'existence d'un arbitrage entre coût du logement et coût du transport semble mise en doute, du moins pour les ménages modestes.

Sur longue période, les écarts entre le centre et la périphérie en termes de niveau de vie se sont élargis. Les disparités en matière d'effort budgétaire consacré au logement et au transport se sont creusées aussi bien entre zones qu'entre ménages aisés et ménages modestes. Ainsi, le poids du logement et du transport réunis chez les ménages modestes dépasse de 6 points celui qui est observé chez les ménages aisés en 1994, alors qu'il en était très proche en 1979. Les disparités spatiales se sont aussi accrues : la différence entre Paris et l'extérieur de l'agglomération qui était de 7 points en 1979 est passée à 12 points en 1994. La part budgétaire des transports en commun, largement subventionnés, est faible et ne varie pas beaucoup. Pour le logement et les transports individuels les différences entre zones ont augmenté, mais elles sont plus marquées selon le niveau de vie. C'est le logement qui explique le creusement des disparités en fonction des niveaux de vie. Ceci s'explique principalement par l'évolution de la part des propriétaires (dont les dépenses se limitent à l'entretien de leur logement) : elle est passée chez les ménages aisés de 19% en 1979 à environ 32% au début des années 1990, alors que chez les ménages modestes elle est restée proche de 20%. Quant aux transports individuels, leur part a diminué de 3 points à la fin de la période chez les ménages aisés, cependant qu'elle s'est maintenue chez les ménages modestes en dépit des baisses de prix des carburants intervenues depuis le milieu des années 1980 (du fait du dynamisme de la motorisation chez ceux résidant à l'extérieur de l'agglomération).

L'accroissement des écarts observés peut, au moins en partie, être attribué à l'évolution de la distribution spatiale des ménages modestes au cours de la période considérée. En effet, le mouvement de localisation en périphérie de ces ménages s'est renforcé entre la première et la dernière enquêtes. En 1979, 27% des ménages franciliens modestes résidaient à Paris contre 38% en grande couronne et hors agglomération; en 1994, Paris n'en abritait plus que 23% contre 37% pour les zones extérieures.

Les analyses précédentes²⁵ suggèrent deux réflexions : la première a trait à l'évaluation de la solvabilité des locataires et des accédants à la propriété par, respectivement, les bailleurs et les organismes de crédit ; la deuxième concerne les politiques de régulation de l'usage de l'automobile.

Les principes de précaution adoptés par les bailleurs (pour la location) et les banques (pour l'octroi de crédits à l'accession) ne prennent en compte que le poids des dépenses de logement dans le budget du ménage (BARDY, 2001 ; ORFEUIL, 1998).²⁶ Or, on l'a vu, la part budgétaire des transports s'accroît avec l'éloignement du centre de l'aire urbaine. En particulier, la non prise en compte de ces coûts additionnels dans la procédure d'attribution des prêts à l'accession conduit les organismes de crédit à considérer implicitement l'habitat plus abordable en milieu périurbain (où les prix du foncier et de l'immobilier sont moins élevés) qu'au centre. Sans en constituer le facteur principal, ceci participe au mouvement de localisation des familles les moins nanties en périphérie, et donc encourage l'étalement urbain. Ce faisant, leur capacité de remboursement des emprunts contractés peut s'en trouver fragilisée, entraînant des risques élevés de surendettement. La procédure d'évaluation gagnerait donc à intégrer le poids des dépenses de transport dans le budget du ménage en plus du taux d'effort pour le logement.

Les politiques de régulation de l'usage de l'automobile, envisagées en raison des enjeux environnementaux, devraient

- procéder d'une *approche intégrée des transports et du logement* : les dispositifs d'aide à l'accession visant à rendre solvables des familles aux revenus modestes (prêt à taux zéro, par exemple) font que la mobilité est le moyen principal de s'adapter aux rigidités des marchés du logement et de l'emploi. Leur localisation dans des zones mal desservies par les transports publics les conduit à adopter un mode de déplacement (l'automobile) générateur de nuisances pour

²⁵ Bien entendu, ces résultats sont spécifiques à la région étudiée et ne représentent pas nécessairement une configuration générale, particulièrement dans le cas de villes plus petites et moins attractives. Pour d'autres aires urbaines, la situation devrait dépendre de leur taille, de leur attractivité, de leur structure spatiale, ...

²⁶ En plus du taux d'effort pour le logement (30 à 33% des revenus du ménage au maximum), la plupart des établissements financiers appliquent la notion de « reste à vivre » devant couvrir l'ensemble des dépenses du ménage hors charges de crédits en cours (BARDY, 2001).

l'environnement et qui met aussi à mal leur situation financière, notamment en cas de renchérissement des carburants. Les actions visant à modérer la tendance à l'étalement urbain et la croissance de la circulation automobile qu'elle induit devraient donc intégrer les deux dimensions transport et logement. Ainsi, les seuils maximaux du taux d'effort pour le logement pourraient varier en fonction de l'accessibilité des zones. D'autres mesures peuvent améliorer les conditions du marché du logement dans les zones les plus accessibles : plans d'occupation des sols (POS) moins restrictifs pour stimuler la construction, ciblage des aides publiques au logement, ... Enfin, les décisions de construction de nouvelles infrastructures de transport doivent être en cohérence avec la démarche d'ensemble en dotant les zones denses de plus de moyens de transport public (ORFEUIL, 1998) ; et

- tenir compte de la *diversité des situations individuelles* : pour éviter de fragiliser encore plus les ménages périurbains modestes les plus dépendants de la voiture, les mesures de régulation devraient prendre en compte la distinction entre une *mobilité subie*, plutôt liée à la localisation résidentielle, et une *mobilité choisie*, plutôt liée au revenu (GALLEZ, 1999). A cet égard, l'augmentation des coûts d'usage automobile via le relèvement de taxes uniformes serait particulièrement inéquitable.

Chapitre 5

Inégalités et effets redistributifs des taxes sur les transports et le logement

5.1. Introduction

Les taxes sur l'automobile constituent un instrument fiscal pour alimenter les budgets publics et un outil de régulation pour réduire les nuisances générées par la circulation routière. La plupart de ces taxes ont été instaurées à une époque où la voiture particulière était considérée comme un bien de luxe (par exemple, la *vignette* en 1956). La diffusion sociale de ce bien a beaucoup amoindri leur aspect progressif (MADRE, 1987). Seuls les péages autoroutiers et les dépenses de stationnement ont gardé un caractère redistributif marqué en raison des alternatives gratuites – prendre la route nationale ou se garer plus loin du centre-ville (MADRE, 1991).

Les protestations de l'automne 2000, en France et dans plusieurs autres pays européens, suite à la hausse rapide du prix des carburants ont montré la sensibilité au poids de ces dépenses non seulement des professionnels, mais aussi celle des ménages, en particulier des périurbains captifs de l'automobile. En réponse à ces protestations, le gouvernement français a baissé la Taxe Intérieure sur les Produits Pétroliers (TIPP). La *vignette* automobile a aussi été supprimée à partir de 2001.

L'objet de ce chapitre est d'évaluer les inégalités entre ménages français en termes de consommation de biens et services de transport et de logement (résidence principale), d'estimer les effets redistributifs des taxes sur les différentes catégories de dépense considérées et d'examiner leurs dynamiques temporelles, notamment à la lumière de la progression de la diffusion de la voiture individuelle. Les consommations sont mesurées par les dépenses collectées dans les enquêtes de budget. En révélant qui achète chaque bien ou service et les montants déboursés, les enquêtes de budget nous renseignent sur qui pèsent le plus les taxes correspondantes (notamment, en fonction du niveau de revenu) et par conséquent sur les perdants ou gagnants potentiels de changements envisagés dans la fiscalité (DEATON, 1997, p. 4).

Nous appliquons une décomposition de l'indicateur d'inégalité de Gini par poste de dépense. Chaque composante apparaît à travers son propre coefficient de Gini, sa part budgétaire et son degré d'association avec la dépense totale. Cette méthode permet une meilleure compréhension des mécanismes des inégalités, en particulier leur évolution temporelle. De plus, elle permet d'évaluer l'effet redistributif d'une (hausse d'une) taxe sur un bien ou service. Enfin, elle fournit des estimations des élasticités par rapport à la dépense totale (ou revenu) sans avoir à spécifier une forme fonctionnelle pour les courbes d'Engel.

Les analyses portent sur quatre périodes couvertes par les enquêtes *Budget de Famille* de l'INSEE : 1978-79, 1984-85, 1989 et 1994-95. Nous considérons d'abord

tous les ménages au niveau national, puis nous focalisons sur ceux de la région Ile-de-France, grande aire urbaine bien dotée en transports en commun.¹

Dans la première section, nous exposons l'indicateur d'inégalité utilisé (l'indice de Gini), sa décomposition par poste de dépense et son extension permettant d'estimer l'effet redistributif d'une taxe. Puis, nous examinerons les parts budgétaires allouées par les ménages à différents postes de dépenses, selon leur position dans la distribution des revenus, ainsi que leurs évolutions temporelles. Ensuite, nous présenterons les résultats des analyses des inégalités et des effets redistributifs des taxes sur les différentes catégories de biens et services considérées. Enfin, une synthèse et des conclusions cloront le chapitre.

¹ Le nombre de ménages enquêtés au niveau national s'élève à 10.645 en 1978-79, 11.976 en 1984-85, 9.038 en 1989 et 9.606 en 1994-95. Pour l'Ile-de-France, les ménages considérés sont au nombre de 1.997, 2.049, 1.370 et 1.706, respectivement.

5.2. L'indicateur d'inégalité de Gini et sa décomposition par composante

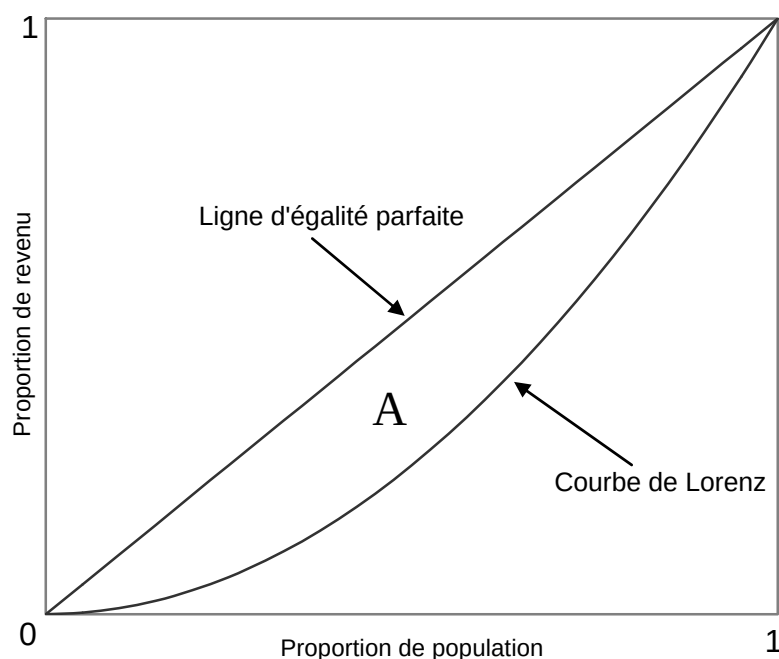
5.2.1. L'indice de concentration de Gini

L'indice de concentration de Gini² est l'un des indicateurs les plus utilisés pour évaluer les inégalités (par exemple, de revenu, de richesse ou de consommation).³ Une visualisation graphique de cet indice est basée sur la courbe de Lorenz (LORENZ, 1905).

5.2.1.1. La courbe de Lorenz

La courbe de Lorenz du revenu (par exemple) représente la proportion cumulée du revenu total fonction de la proportion cumulée de la population qui la détient, les individus étant rangés du plus pauvre au plus riche (Figure 1).

Figure 1. Exemple d'une courbe de Lorenz



Bien entendu, 0% de la population jouit de 0% du revenu et 100% de la population jouit de la totalité de ce revenu. La courbe de Lorenz joint donc l'origine des axes au sommet diamétralement opposé du carré unité. Si chaque

² GINI (1912), cité in SEN (1997).

³ Pour une discussion d'autres indicateurs (coefficient de variation, indice d'Atkinson, indice de Theil, ...), on pourra se reporter, par exemple, à SEN (1997, chap. 2) ou DEATON (1997, chap. 3).

individu dispose du même revenu, la courbe se confond avec la diagonale principale joignant les deux sommets, la part d'un groupe dans le revenu étant égale à son poids dans la population totale. A l'opposé, si un seul individu détient la totalité du revenu, la courbe de Lorenz est formée de l'axe des abscisses à l'exception du point d'abscisse 1 dont l'ordonnée est 1. En dehors du cas d'égalité parfaite, les groupes aux revenus les plus bas jouissent d'une part du revenu total inférieure à leurs poids dans la population. Par conséquent, sauf dans le cas d'égalité parfaite, toute courbe de Lorenz se situe au-dessous de la diagonale et sa pente croît (en tout cas ne baisse pas) à mesure qu'on se déplace vers les franges de plus en plus riches de la population.

Cet outil graphique joue un rôle important dans la caractérisation de la robustesse des mesures d'inégalité quant au classement des distributions (ATKINSON, 1970). Ainsi, si la courbe de Lorenz d'une distribution Y se situe partout au-dessous de celle d'une autre distribution X , Y est plus inégalitaire que X . En effet, la distribution Y peut être transformée par une série de transferts des riches vers les pauvres de sorte à obtenir la distribution X . Par conséquent, quand deux courbes de Lorenz ne se croisent pas, celle située au-dessus représente une distribution plus égalitaire et présentera un niveau d'inégalité inférieur pourvu que la mesure d'inégalité utilisée satisfasse le *principe des transferts*. Le *principe des transferts*, proposé par DALTON (1920),⁴ s'énonce comme suit : si on transfère un montant d d'une personne ayant un revenu y_1 à une autre personne ayant un revenu inférieur y_2 (avec $y_2 \leq y_1 - d$, de sorte que le transfert n'inverse pas leurs positions relatives), alors la nouvelle distribution devrait être préférée à l'initiale.

Dans le cas où deux courbes de Lorenz se croisent, il n'est pas possible d'ordonner sans ambiguïté les deux distributions correspondantes quant à leur degré d'inégalité, à moins de se restreindre à des mesures d'inégalité spécifiques.

Quand une courbe de Lorenz se situe partout au-dessus d'une autre, on dit que la distribution correspondant à la première courbe de Lorenz *domine au sens de Lorenz* celle représentée par la seconde. Quand deux courbes de Lorenz se coupent, aucune ne domine l'autre.

5.2.1.2. L'indice de concentration de Gini

Le coefficient de Gini est défini comme le ratio de la surface comprise entre la courbe de Lorenz et la diagonale principale (désignée par A dans la Figure 1) à la surface du triangle situé au-dessous de la diagonale (i.e., $\frac{1}{2}$), soit

$$G = 2A.$$

⁴ Cité in ATKINSON (1970).

Quant la distribution est parfaitement égalitaire, sa courbe de Lorenz se confond avec la diagonale, donc $A = 0$ et $G = 0$. L'inégalité absolue ou complète implique que A est l'aire du triangle situé sous la diagonale, donc $A = \frac{1}{2}$ et $G = 1$. Le coefficient de Gini varie donc de 0 à 1.

Un des attraits du coefficient de Gini comme mesure d'inégalité est qu'il est « une mesure directe des différences de revenu, tenant compte des différences entre chaque paire de revenus » (SEN, 1997, p. 31). En effet, une de ses expressions (la définition originelle) est basée sur la *moyenne des différences absolues entre paires d'observations* :

$$\frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|,$$

appelée Différence Moyenne de Gini (*Gini's Mean Difference* ou GMD). Le coefficient de Gini s'écrit :

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|, \quad (1)$$

où μ est la moyenne de la distribution. Un autre avantage, d'ordre pratique, de cet indicateur est qu'il prend en charge les valeurs négatives, ce qui n'est pas le cas d'autres indices d'inégalité comme ceux d'Atkinson ou de Theil (THEIL, 1967).⁵ Cette caractéristique est en particulier utile dans la décomposition du Gini du revenu par source, où les taxes sont considérées comme des « revenus négatifs » (LERMAN et YITZHAKI, 1994).

Une limite du coefficient de Gini réside dans le fait que sa sensibilité à un transfert entre deux individus dépend non pas de la différence entre leurs niveaux de revenu, mais de la différence entre leurs rangs respectifs. En effet, considérons un transfert d'un euro de l'individu k à l'individu i , où $k > i$, de sorte qu'il soit un transfert égalisateur. Le transfert ne modifie pas la moyenne de la distribution. La variation du Gini qui en résulte est

$$\Delta G = \frac{2(i - k)}{n^2\mu^2}.$$

Pour une différence de revenu donnée entre le donneur et le receveur, la baisse du coefficient de Gini sera d'autant plus forte qu'il y a d'individus situés entre les

⁵ L'indice d'Atkinson s'écrit : $A = 1 - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ pour $\varepsilon \geq 0$ et $\varepsilon \neq 1$; $A = 1 - \prod_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{\frac{1}{n}}$

pour $\varepsilon = 1$. L'indice de Theil s'écrit : $T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right)$.

deux en termes de ressources. Donc le coefficient de Gini confère d'autant plus de poids aux transferts entre deux individus que ceux-ci sont proches du mode de la distribution, où la densité est la plus élevée (BOLGER, 2003, pp. 105-106). Toutefois, comme nous le verrons plus loin, une généralisation de l'indice de Gini due à YITZHAKI (1983) permet de remédier à cette limite. Le *Gini généralisé* dépend d'un paramètre (ν) qui permet de mettre l'accent sur différentes parties de la distribution. Ce paramètre joue un rôle similaire à celui de l'indice d'Atkinson, à savoir spécifier le degré d'aversion à l'inégalité ou la sensibilité relative aux transferts à différents niveaux de revenu. Le paramètre ε d'Atkinson prend des valeurs entre 0 et l'infini. A mesure qu'il augmente plus de poids est donné aux transferts dans le bas de la distribution et moins de poids aux transferts en haut de la distribution. Le cas $\varepsilon = 0$ représente l'indifférence à l'inégalité. A l'autre extrême, $\varepsilon \rightarrow \infty$, les distributions sont évaluées en fonction du revenu du plus pauvre (critère *max-min* selon lequel l'objectif social consiste à maximiser le niveau de bien-être du plus pauvre (RAWLS, 1971)⁶).

Une autre propriété du Gini, souvent considérée comme une insuffisance, est qu'il n'est pas additivement décomposable par groupes d'individus (définis, par exemple, selon des caractéristiques socio-économiques ou la localisation spatiale). Une mesure d'inégalité est dite *additivement décomposable* si elle peut être exprimée comme une somme pondérée des inégalités à l'intérieur de chaque groupe *plus* une mesure de l'inégalité entre les groupes (due aux différences entre leurs moyennes respectives). C'est le cas, par exemple, de l'indice de Theil. Toutefois, la *décomposabilité* comme critère d'admissibilité d'une mesure d'inégalités de revenus (par exemple) n'est pas pertinente si des caractéristiques autres que le revenu jouent un rôle important. Bien qu'elle soit attractive pour *certaines* partitions de la population (des communautés dans lesquelles les individus interagissent), il n'est pas raisonnable de l'exiger pour toutes les partitions possibles. Les mesures basées sur l'entropie (comme l'indice de Theil) ou le coefficient de variation satisfont à cette exigence en évaluant le revenu de chacun de façon *indépendante* du revenu de tout autre, de sorte que les formules de décomposition sont valables quelle que soit la partition considérée (SEN, 1999). D'autre part, plusieurs travaux ont montré que la décomposition du coefficient de Gini donne lieu à des prolongements fertiles. Le terme résiduel (i.e., autre que l'inégalité *intra*-groupes et l'inégalité *inter*-groupes), généralement appelé *terme d'interaction*, mesure le degré de *chevauchement* (*overlapping*) entre les distributions correspondant aux différentes sous-populations, un concept lié à ceux de *stratification* (en sociologie) et de *segmentation* (DEUTSCH et SILBER, 1999, et les références qui y sont citées ; YITZHAKI, 1994a).

⁶ Cité in SEN (1997).

L'indice de Gini admet plusieurs expressions, en plus de l'équation (1), et ainsi se prête à diverses interprétations.⁷ Dans la suite, nous adoptons une formulation facile à mettre en œuvre directement sur données individuelles, ce qui permet d'éviter les biais d'estimation (à la baisse) sur données pré-agrégées (LERMAN et YITZHAKI, 1989). Cette formulation est utilisée pour obtenir une décomposition suivant les constituants de la variable d'intérêt. La décomposition explicite les mécanismes par lesquels chaque composante contribue au Gini global et par là même éclaire les évolutions temporelles des inégalités. En outre, elle permet d'évaluer les effets redistributifs des taxes sur les différentes composantes. C'est l'objet de la prochaine section.

5.2.2. Décomposition du coefficient de Gini par composante et effets redistributifs de variations marginales dans les composantes

5.2.2.1. Une formulation pratique du coefficient de Gini

LERMAN et YITZHAKI (1984)⁸ montrent que le coefficient de Gini peut être exprimé comme fonction de la covariance entre la variable d'intérêt (X) et sa distribution cumulée (F_X), et de sa moyenne (m). On a :

$$G(X) = \frac{2 \operatorname{cov}(X, F_X)}{m}. \quad (2)$$

Une généralisation, due à YITZHAKI (1983),⁹ permet de tenir compte de jugements de valeur dans l'évaluation des inégalités de manière analogue à l'indice d'Atkinson mentionné plus haut. Le *coefficient de Gini généralisé* a pour expression

$$G_\nu(X) = \frac{-\nu \operatorname{cov}\left(X, [1 - F_X]^{\nu-1}\right)}{m}, \quad \nu > 1, \quad (3)$$

où ν est un paramètre reflétant une préférence pour l'égalité. Le paramètre ν peut prendre des valeurs entre 0 et $+\infty$ mais pour l'analyse des inégalités seules les valeurs supérieures à 1 sont pertinentes.¹⁰ L'aversion à l'inégalité augmente avec ν . Le cas $\nu = 1$ reflète l'indifférence à l'inégalité. Quand $\nu = 2$, on obtient le coefficient de Gini usuel. A l'infini, ν représente le critère *max-min* de Rawls qui consiste à évaluer les distributions en fonction du revenu de l'individu le moins

⁷ Voir, par exemple, SEN (1997, pp. 31-33) et YITZHAKI (1998).

⁸ Voir également SHALIT (1985).

⁹ Des références à d'autres généralisations du coefficient de Gini sont données dans SEN (1997), p. 142.

¹⁰ Le cas $0 < \nu < 1$ représente une « préférence pour l'inégalité ».

nanti dans la société. Modifier ν revient à modifier le poids attaché à chaque point de la courbe de Lorenz dans le calcul du coefficient de Gini. Ce poids, $w = \nu(\nu - 1)(1 - F_X)^{\nu-2}$, est indépendant de la distribution considérée puisque $(1 - F_X)$ reflète le rang dans la distribution. C'est une fonction croissante du rang pour $1 < \nu < 2$ et décroissante pour $\nu > 2$. Si $\nu = 2$ (Gini usuel), le poids est indépendant du rang (YITZHAKI, 1983, pp. 620-621).

L'estimation du coefficient de Gini à travers cette formulation en termes de covariances est facile à mettre en œuvre sur données individuelles d'enquête. En effet, il suffit d'estimer la moyenne de X et sa covariance avec sa distribution cumulée empirique et de les substituer aux termes correspondants dans les expressions ci-dessus.

Dans le cas d'un échantillon aléatoire de taille n (probabilité de sélection identique pour tous les individus), la distribution cumulée est estimée en classant les individus suivant l'ordre croissant des valeurs de X et en divisant leurs rangs i par la taille de l'échantillon, i.e., $\tilde{F}_X = I/n$, et la moyenne est estimée par $\tilde{m} = \sum x_i / n$.

Dans le cas d'un échantillon non aléatoire (probabilité de sélection différente d'un individu à l'autre), les observations doivent être pondérées par les poids respectifs des individus, w_i . La distribution cumulée et la moyenne de X sont estimées, respectivement, par

$$\hat{F}_i(x) = \sum_{j=0}^{i-1} \pi_j + \frac{\pi_i}{2}, \text{ avec } \pi_0 = 0, \text{ et}$$

$$\hat{m} = \sum_{i=1}^n \pi_i x_i,$$

où $\pi_j = w_j / \sum_{i=1}^n w_i$.¹¹

En évitant la pratique habituelle du regroupement des données avant l'estimation, cette approche permet d'obtenir des estimations plus précises et exemptes du biais (à la baisse) dû à l'agrégation. LERMAN et YITZHAKI (1989) montrent que ce biais augmente avec le niveau d'agrégation et avec la valeur du Gini.

5.2.2.2. Décomposition du coefficient de Gini par composante

Cette formulation est utilisée par LERMAN et YITZHAKI (1985) pour obtenir une décomposition du Gini par les constituants de X et l'appliquent à l'analyse des

¹¹ La dérivation de $\hat{F}_X$ figure en annexe.

effets des sources de revenus sur l'inégalité globale. GARNER (1993) l'applique à l'analyse des inégalités en termes de dépenses.

Considérons le cas où X représente la dépense totale du ménage. Le coefficient de Gini de X se décompose par poste de dépense de la façon suivante. Soient $x_1, x_2, \dots, x_k, \dots, x_K$ les dépenses effectuées pour les K composantes du budget, telles que :

$$X = \sum_{k=1}^K x_k . \quad (4)$$

Alors, la propriété d'additivité de la covariance permet d'écrire :

$$G(X) = 2 \sum_{k=1}^K \frac{\text{cov}(x_k, F_X)}{m} . \quad (5)$$

Soient F_k et m_k la distribution cumulée et la moyenne de x_k , respectivement. Multipliant et divisant chaque terme en k dans la dernière équation par $\text{cov}(x_k, F_k)$ et par m_k , on obtient la décomposition par poste :

$$G(X) = \sum_{k=1}^K \left[\frac{\text{cov}(x_k, F_X)}{\text{cov}(x_k, F_k)} \right] \times \left[\frac{2 \text{cov}(x_k, F_k)}{m_k} \right] \times \left[\frac{m_k}{m} \right] . \quad (6)$$

Pour le coefficient de Gini *généralisé* ($\nu \neq 2$), l'expression analogue s'écrit :

$$G_\nu(X) = \sum_{k=1}^K \left[\frac{\text{cov}(x_k, [1 - F_X]^{\nu-1})}{\text{cov}(x_k, [1 - F_k]^{\nu-1})} \right] \times \left[\frac{(-\nu) \text{cov}(x_k, [1 - F_k]^{\nu-1})}{m_k} \right] \times \left[\frac{m_k}{m} \right] . \quad (7)$$

Désignant le premier terme de la somme par R_k , le deuxième par G_k et le troisième par S_k , le coefficient de Gini s'écrit :

$$G(X) = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k , \quad (8)$$

où R_k est le *coefficient de corrélation de Gini* entre la dépense k et la dépense totale, G_k est le coefficient de Gini de la composante k , et S_k sa part budgétaire. Une corrélation de Gini élevée pour une catégorie donnée de biens et services signifie que plus élevée est la dépense totale plus importante est la dépense consacrée à cette catégorie (voir Encadré 2 pour une présentation de la corrélation de Gini). Le pseudo-Gini ou coefficient de concentration d'une composante k (i.e., concentration de la composante quand les individus sont rangés selon l'ordre croissant des valeurs de la dépense totale), obtenu dans des décompositions

antérieures,¹² s'écrit donc comme le produit de sa corrélation de Gini avec le rang de la dépense totale et de son propre coefficient de Gini ($R_k G_k$).

La contribution d'une catégorie de dépense à l'inégalité totale est déterminée par trois termes : le coefficient de Gini propre à la catégorie, son poids dans le budget moyen et le degré de son association avec la dépense totale mesurée par la corrélation de Gini. Plus élevée est la valeur de chacun des facteurs, plus forte est la contribution de la catégorie correspondante à l'inégalité totale. L'expression de la contribution signifie également qu'une forte concentration d'une dépense (coefficient de Gini élevé) ne garantit pas une forte contribution à l'inégalité totale. Comme nous le verrons plus loin, du fait d'une part budgétaire insignifiante, la contribution du poste « achats de deux-roues » est la plus faible parmi les postes considérés, bien que son coefficient de Gini soit le plus élevé.

Cette approche est avantageuse en ce qu'elle fournit une décomposition des inégalités en éléments facilement interprétables et aide à comprendre leurs évolutions temporelles en examinant l'évolution des éléments concourant à la contribution de chaque composante. En outre, elle évite un défaut majeur de la méthode usuelle appelée *avant-après*. Celle-ci consiste à calculer un indice d'inégalité en excluant une composante particulière et à le comparer avec la valeur de l'indice tenant compte de cette composante. Les résultats de cette méthode peuvent dépendre de l'ordre dans lequel les composantes sont considérées. Par exemple, dans le cas de deux sources de revenu, LERMAN (1999) montre qu'une composante paraîtra réduire les inégalités ou au contraire les accentuer suivant qu'on en tient compte avant ou après l'autre composante.

¹² Voir, par exemple, SHORROCKS (1982).

Encadré 2

Le coefficient de corrélation de Gini

Le coefficient de corrélation de Gini entre deux variables aléatoires X et Y est une mesure de leur degré d'association, basée sur leur Différence Moyenne de Gini (SCHECHTMAN et YITZHAKI, 1987). Le coefficient de corrélation de Gini est intermédiaire entre le coefficient de corrélation (usuel) de Pearson et le coefficient de corrélation de Spearman basé sur le rang dont les expressions respectives sont

$$\rho(X, Y) = \text{cov}(X, Y) / \sqrt{\text{var}(X) \text{var}(Y)} \text{ et}$$

$$r_s(X, Y) = \text{cov}(R_X, R_Y) / \sqrt{\text{var}(R_X) \text{var}(R_Y)}.$$

R_X et R_Y représentent les rangs en fonction des valeurs de X et Y , respectivement. Divisés par la taille de la population ou de l'échantillon, ils donnent les distributions cumulées (empiriques) des deux variables correspondantes. La corrélation de Pearson est basée sur la covariance des deux variables, alors que celle de Spearman est basée sur la covariance de leurs distributions cumulées. Le coefficient de corrélation de Gini est donc un compromis entre les deux et utilise la covariance entre une variable et la distribution cumulée de l'autre. C'est une mesure non symétrique et peut prendre les deux formes suivantes, suivant que c'est l'une ou l'autre des variables qui est donnée en rangs :

$$R(X, Y) = \text{cov}(X, G_Y(Y)) / \text{cov}(X, F_X(X)),$$

$$R(Y, X) = \text{cov}(Y, F_X(X)) / \text{cov}(Y, G_Y(Y)).$$

En général, les deux corrélations $R(X, Y)$ et $R(Y, X)$ ne sont pas égales.

Les propriétés du coefficient de corrélation de Gini combinent des propriétés des coefficients de Pearson et de Spearman (SCHECHTMAN et YITZHAKI, 1987). Parmi ces propriétés :

- pour tout (X, Y) , $-1 \leq R(X, Y) \leq 1$;
- si X et Y sont indépendantes, $R(X, Y) = R(Y, X) = 0$;
- si Y est une fonction monotone croissante (resp., décroissante) de X , pas nécessairement linéaire, $R(X, Y)$ et $R(Y, X)$ seront égales à $+1$ (resp., -1). (Pareil au coefficient de Spearman) ; et
- si (X, Y) suit une loi normale bivariée de paramètres μ_X , μ_Y , σ_X^2 , σ_Y^2 et ρ , alors $R(X, Y) = R(Y, X) = \rho$ (la même corrélation qu'avec le coefficient de Pearson).

5.2.2.3. Effets redistributifs de variations marginales dans les composantes

Un autre avantage de cette décomposition est qu'elle permet d'évaluer les effets redistributifs de variations marginales dans les différentes catégories de dépense.¹³ Il est à noter qu'on ne considère pas ici de transferts explicites. L'expression *effet redistributif* désigne l'impact sur les distributions en termes d'augmentation ou de réduction des inégalités.

Supposons que la dépense pour une composante particulière k subit une petite variation en pourcentage e_k identique pour tous les ménages (par exemple, une taxe), de sorte que $x_k(e_k) = (1 + e_k)x_k$, $e_k > 0$.¹⁴ L'effet sur le Gini global est :¹⁵

$$\frac{\partial G}{\partial e_k} = S_k (R_k G_k - G), \quad (9)$$

où S_k , R_k , G_k et G sont, respectivement, la part budgétaire de la composante k , sa corrélation de Gini avec la dépense totale, son coefficient de Gini et le coefficient de Gini de la dépense totale, tous les termes étant évalués avant que la variation marginale dans la composante k ait lieu. Divisant par G , on obtient

$$\frac{\partial G / \partial e_k}{G} = \frac{R_k G_k S_k}{G} - S_k. \quad (10)$$

L'équation (10) montre que la variation relative du Gini global due à une petite variation dans la dépense pour la composante k est égale à la contribution relative de la composante à l'inégalité totale moins sa contribution à la dépense totale. La somme des effets marginaux relatifs est égale à 0. La multiplication par $1 + e$ de toutes les composantes laisse le Gini global inchangé. En effet, la multiplication d'une dépense k par $1 + e$ n'affecte pas son coefficient de Gini G_k ni sa corrélation de Gini avec la dépense totale R_k (fonction des rangs, qui ne changent pas). Par conséquent,

$$G(e) = \sum_{k=1}^K S_k(e) R_k G_k = \sum_{k=1}^K S_k R_k G_k = G,$$

¹³ Dans l'analyse de la distribution des revenus, on peut s'intéresser, par exemple, aux effets de changements dans certains transferts ou taxes, de la part croissante du travail des femmes ou des modifications dans la distribution et les niveaux du patrimoine.

¹⁴ En termes de variation d'une taxe t_k sur la dépense k , on a $x_k(dt_k) = (1 + dt_k)x_k$. Le taux initial t_k n'apparaît pas, son effet étant incorporé dans l'observation sur x_k . Le changement dans la taxe est imposé sur la dépense effectuée x_k , ce qui équivaut à une taxe proportionnelle au prix payé par le consommateur.

¹⁵ Pour la démonstration, voir STARK *et al.* (1986), pp. 737-738.

puisque

$$S_k(e) = \frac{(1+e)m_k}{\sum_{j=1}^K (1+e)m_j} = S_k, \quad k = 1, \dots, K.$$

On peut également voir que, tant que la part budgétaire S_k n'est pas nulle,

- (1) l'effet marginal relatif est *négatif* si la corrélation de Gini entre la dépense k et la dépense totale est négative ou nulle ($R_k \leq 0$);
- (2) si la corrélation de Gini est positive, l'impact sur l'inégalité dépend du signe de $(R_k G_k - G)$. Une condition nécessaire pour que ce terme soit positif est que l'inégalité de la composante k excède l'inégalité de la dépense totale : $G_k > G$ (puisque $R_k \leq 1$).

Ce résultat permet de déterminer l'effet redistributif d'une taxe sur un bien ou service ou de son augmentation. L'équation (10) définit le concept de *progressivité* utilisé ici (YITZHAKI, 1997). Une taxe sera dite *progressive* si une augmentation de cette taxe (ou l'instauration de cette taxe si elle n'existe pas encore) réduit l'inégalité de la dépense totale (après taxes). Une taxe sera dite *régressive* si elle augmente l'inégalité totale. Cette définition peut aussi être justifiée comme suit. Considérons la compensation nécessaire pour préserver le niveau de bien-être dont jouit chaque ménage avant la modification de la taxation. Si la compensation est progressive (i.e., sa part croît avec la dépense totale ou le revenu), le changement dans la taxe affecte les riches plus que les pauvres. La taxe est donc progressive et son augmentation (ou son instauration) entraînera une diminution des inégalités. Inversement, si la compensation est régressive (i.e., sa part décroît quand la dépense totale croît), la modification dans la taxe affecte les pauvres plus que les riches. La taxe est par conséquent régressive et son augmentation (ou son instauration) induira une hausse des inégalités.

Si la composante est une fonction *décroissante* de la dépense totale (ou revenu), comme c'est le cas d'une taxe *régressive* payée par tous les ménages, alors sa corrélation de Gini avec la dépense totale est -1 et l'effet marginal relatif est *négatif*.¹⁶ Par conséquent, quand l'effet marginal relatif est négatif, la taxation devrait accroître l'inégalité, comme devrait le faire une taxe régressive. Si la composante est une fonction *croissante* de la dépense totale, comme pour une taxe *progressive* ou *proportionnelle*, alors sa corrélation de Gini avec la dépense totale est +1. On est donc dans la configuration (2) ci-dessus. Comme noté précédemment, dans ce cas le signe de l'effet marginal relatif dépend des quantités R_k , G_k et G .

¹⁶ Voir Encadré 2 pour les propriétés du coefficient de corrélation de Gini.

L'interprétation de l'équation (10) en termes d'impact sur l'inégalité totale d'une (augmentation de) taxe sur une catégorie de dépense k est donc comme suit : quand l'effet marginal relatif est positif (resp., négatif) la taxation devrait diminuer (resp., accroître) l'inégalité globale. Une telle taxe serait progressive (resp., régressive).

Par ailleurs, la décomposition fournit des estimations des élasticités (dites *de Gini*) par rapport à la dépense totale sans avoir à imposer de forme fonctionnelle sur les courbes d'Engel. Le terme

$$\eta_k = \frac{R_k G_k}{G} = \frac{\text{cov}(x_k, F_X)}{\text{cov}(X, F_X)} \times \frac{m}{m_k} \quad (11)$$

peut être interprété comme l'élasticité de la dépense k par rapport à la dépense totale (YITZHAKI, 1997). En effet,¹⁷

$$\beta_k = \frac{\text{cov}(x_k, F_X)}{\text{cov}(X, F_X)} \quad (12)$$

peut être vu comme un estimateur non-paramétrique de la propension marginale à dépenser pour la catégorie de biens ou services k (OLKIN et YITZHAKI, 1992).¹⁸ Le coefficient de régression est défini comme une moyenne des pentes définies entre chaque paire d'observations de l'échantillon, pondérées par la distance entre les deux observations (qui est la différence de dépense totale ou revenu) :

$$\beta_k = \sum_{i,j} w_{ij} b_{ij}^k,$$

où $b_{ij}^k = (x_{k;i} - x_{k;j}) / (X_i - X_j)$ et $w_{ij} = |X_i - X_j| / \sum_{l,m} |X_l - X_m|$, avec $\sum_{i,j} w_{ij} = 1$.

D'autre part, β_k peut aussi s'interpréter comme la propension marginale à dépenser moyenne (YITZHAKI, 1994b, pp. 463-465) :

$$\beta_k = \int w[F_X(X)] x'_k(X) dX, \quad (13)$$

où $x'_k(X)$ est la propension marginale à dépenser pour la composante k et w est le poids qui lui est attaché, donné par

$$w[F_X(X)] = \frac{F_X(X)[1 - F_X(X)]}{\int F_X(z)[1 - F_X(z)] dz}.$$

¹⁷ Pour $\nu \neq 2$, $\beta_k = \text{cov}(x_k, [1 - F_X]^{\nu-1}) / \text{cov}(X, [1 - F_X]^{\nu-1})$.

¹⁸ A noter que β_k peut également être interprété comme un estimateur par variables instrumentales dans un modèle linéaire $x_k = a + bX + \varepsilon$, l'instrument étant la distribution cumulée empirique de la dépense totale, F_X . L'utilisation du rang comme variable instrumentale a été suggérée par DURBIN (1954) pour résoudre le problème des erreurs de mesure dans les variables.

Le poids le plus élevé est assigné à l'individu médian (pour lequel $F_X(X) = 0,5$). Les poids des autres individus sont symétriques, autour de la médiane, par rapport à leurs rangs dans la population. Par exemple, le poids du premier décile est le même que celui attribué au neuvième décile. Pour le coefficient de Gini généralisé, les poids ont pour expression

$$w[F_X(X), \nu] = \frac{[1 - F_X(X)] - [1 - F_X(X)]^\nu}{\int \{[1 - F_X(z)] - [1 - F_X(z)]^\nu\} dz}.$$

Dans ce cas, à mesure que ν augmente, le poids maximal est assigné à un individu de rang moins élevé. Par exemple, le poids est maximal pour $F_X = 0,6$ si $\nu = 1,2$, pour $F_X = 0,5$ (la médiane) si $\nu = 2$ (Gini usuel), pour $F_X = 0,42$ si $\nu = 3$ et pour $F_X = 0,3$ si $\nu = 6$.¹⁹ En dehors du cas $\nu = 2$, la fonction des poids est asymétrique par rapport aux rangs des individus : les poids attachés aux revenus les plus bas augmentent avec ν . A titre d'illustration, le tableau suivant donne pour certaines valeurs de ν les poids assignés à différentes valeurs de F_X , divisés par le poids attribué à la médiane.

Tableau 1. *Poids attachés à différents quantiles de la distribution (relativement au poids attaché au revenu médian)*

Quantile	$\nu = 1,3$	$\nu = 2$	$\nu = 3$	$\nu = 6$
$F_X = 0,1$	0,30	0,36	0,46	0,76
$F_X = 0,3$	0,76	0,84	0,95	1,20
$F_X = 0,7$	0,97	0,84	0,73	0,62
$F_X = 0,9$	0,53	0,36	0,26	0,20

Source : Tableau A2 de YITZHAKI (1994b), p. 465.

Avec un échantillon, β_k est estimé par la moyenne pondérée des pentes définies par paires d'observations adjacentes (YITZHAKI, 1996, p. 483) :

$$\hat{\beta}_k(\nu) = \sum_{i=1}^{n-1} \hat{w}_i b_i,$$

où $b_i = (x_{k;i+1} - x_{k;i}) / (X_{i+1} - X_i)$, $i = 1, \dots, n-1$, les observations étant rangées dans l'ordre croissant des valeurs de X , et

$$\hat{w}_i = \frac{[n^{\nu-1}(n-i) - (n-i)^\nu] \Delta X_i}{\sum_{j=1}^{n-1} [n^{\nu-1}(n-j) - (n-j)^\nu] \Delta X_j}.$$

¹⁹ Tableau A1 de YITZHAKI (1994b), p. 464.

La somme des élasticités de Gini pondérées par les parts budgétaires respectives est égale à 1. Ainsi, l'agrégation d'Engel pour ces élasticités basées sur des courbes de concentration est vérifiée. Une élasticité supérieure à 1 représente un bien ou service de *lux*e, entre 0 et 1 elle représente un bien ou service *nécessaire*, alors qu'une valeur négative signifie que le bien ou service en question est *inférieur*.

Observons que l'expression (10) ci-dessus de l'effet marginal relatif peut aussi s'écrire :

$$\frac{\partial G / \partial e_k}{G} = S_k(\eta_k - 1). \quad (14)$$

L'équation (14) rend encore plus immédiate l'interprétation de l'effet marginal relatif, en accord avec la classification habituelle des taxes suivant les élasticités par rapport au revenu. Une taxe est progressive si elle est imposée sur un bien de luxe ($\eta_k > 1$), auquel cas l'effet marginal relatif est positif. Elle est régressive si elle est imposée sur un bien nécessaire ou inférieur ($\eta_k < 1$) ; dans ce cas, l'effet marginal relatif est négatif. Cependant, l'ampleur de l'effet marginal relatif dépend de l'importance de la part budgétaire de la composante (S_k). Enfin, la taxe est neutre si l'élasticité est égale à 1 (l'effet marginal relatif est nul).

5.3. Les dépenses de transport et de logement dans le budget des ménages

Dans cette section, nous examinons les parts, dans la dépense totale du ménage, de différents postes de transports et celle du logement (résidence principale), ainsi que leur évolution temporelle.²⁰ Les ménages sont regroupés en quintiles de la dépense totale par unité de consommation (UC), pour tenir compte de leur composition.²¹

Les dépenses de transports individuels regroupent les achats de véhicules automobiles et de deux-roues, l'assurance (automobiles et deux-roues), les achats de carburants, huiles, pneus et accessoires, les frais d'entretien et réparation, les frais de parking, la location de garage ou parking, les frais de carte grise et de vignette, ainsi que les contraventions.

Les dépenses de transports collectifs locaux sont collectées par carnet de compte. En revanche, les dépenses de transports collectifs sur longues distances, effectuées principalement lors de voyages de vacances, sont plus difficiles à

²⁰ Les montants des dépenses annuelles moyennes pour les principaux postes considérés, au niveau national et au niveau de la région Ile-de-France, sont donnés en annexe.

²¹ A chaque membre du ménage est assigné un poids suivant l'échelle d'Oxford : 1 pour la personne de référence du ménage, 0,7 pour chaque autre personne âgée de 14 ans ou plus et 0,5 pour chaque enfant de moins de 14 ans

mesurer. Le problème est que, pour une part non négligeable, elles ne peuvent être isolées du fait de forfaits « voyage + séjour ». Par exemple, 11,3% des ménages sont partis en voyage organisé en 1989.²² Le pourcentage de ménages ayant effectué des déplacements en TC longue distance en dehors des vacances a été de 3,2% en 1979, 5,9% en 1984, 3,8% en 1989 et 3,7% en 1994. La proportion de ménages ayant déclaré des déplacements longue distance pour des vacances n'a cessé de progresser : 14,8% en 1979, 17% en 1984, 17,9% en 1989 et 44,5% en 1994. Quand on considère les deux motifs réunis (l'un n'excluant pas l'autre), les proportions sont respectivement de 17%, 20,6%, 20,2% et 45,7%. La très forte hausse entre 1989 et 1994 s'explique par un changement de méthodologie concernant le volet vacances. L'enquête de 1989 étudiait la totalité des séjours effectués depuis 12 mois. Un quart des séjours effectués depuis plus de 6 mois était omis, entraînant une sous-estimation de la dépense de vacances de l'ordre de 13%. Parmi les omissions figuraient les plus courts séjours effectués au-delà de 6 mois. L'enquête de 1994-95 ramène la période de référence à 6 mois et effectue une description plus fine de la nature de la dépense pour les deux séjours les plus récents. Les différentes composantes du poste « vacances », dont les transports, sont de ce fait mieux décrites (INSEE, 1997, p. 18).

Les dépenses pour la résidence principale englobent les loyers et charges, les remboursements de prêts pour achat ou construction, les remboursements de prêts pour travaux, les grosses dépenses d'entretien et d'équipement du logement, le chauffage et l'éclairage, les impôts et les dépenses d'assurance.

5.3.1. Evolution des parts budgétaires au niveau national

Le budget moyen consacré aux transports représente environ 15% du budget total et est resté globalement stable sur la période 1979-94 (Tableau 2). Cependant, son poids est très différencié suivant le niveau de vie et croît avec le revenu (jusqu'à 9 points d'écart entre le premier et le dernier quintiles). Entre 1984 et 1989, les parts budgétaires sont demeurées relativement stables, mais sur l'ensemble de la période l'évolution a été contrastée : légères hausses pour les plus pauvres et légères baisses pour les plus riches.

²² ENEAU et MOUTARDIER (1992), p. 129.

Tableau 2. *Parts budgétaires de l'ensemble des transports – France entière*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	8,0 [7,5 ; 8,4]	9,8 [9,3 ; 10,2]	9,3 [8,8 ; 9,8]	10,0 [9,5 ; 10,5]
2	11,9 [11,3 ; 12,4]	12,3 [11,8 ; 12,9]	11,5 [10,9 ; 12,1]	12,1 [11,5 ; 12,7]
3	13,5 [12,9 ; 14,1]	14,6 [13,9 ; 15,2]	13,9 [13,2 ; 14,6]	13,6 [13,0 ; 14,3]
4	16,3 [15,6 ; 17,0]	16,5 [15,8 ; 17,2]	16,7 [15,9 ; 17,6]	15,8 [15,0 ; 16,5]
5	16,5 [15,7 ; 17,2]	18,0 [17,2 ; 18,8]	18,3 [17,3 ; 19,2]	15,2 [14,4 ; 15,9]
Ensemble	14,6 [14,3 ; 15,0]	15,5 [15,2 ; 15,8]	15,5 [15,1 ; 15,9]	14,2 [13,8 ; 14,5]

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

On observe la même configuration pour le poste le plus important : les transports individuels, constitués essentiellement de dépenses d'acquisition et d'utilisation de véhicules automobiles (Tableau 3).²³ Ceci reflète la structuration de l'équipement automobile des ménages par leur niveau de revenu, même si la diffusion de la voiture s'est accentuée sur la période : le nombre de voitures par ménage a augmenté plus fortement pour les plus bas revenus (Tableau 4).

Tableau 3. *Parts budgétaires des transports individuels – France entière*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	7,2 [6,8 ; 7,6]	8,9 [8,5 ; 9,4]	8,3 [7,8 ; 8,7]	8,7 [8,2 ; 9,1]
2	10,9 [10,4 ; 11,5]	11,4 [10,9 ; 11,9]	10,7 [10,2 ; 11,2]	10,7 [10,2 ; 11,2]
3	12,5 [11,9 ; 13,1]	13,6 [13,0 ; 14,2]	13,0 [12,3 ; 13,6]	12,1 [11,6 ; 12,7]
4	15,2 [14,5 ; 15,8]	15,4 [14,7 ; 16,0]	15,7 [14,9 ; 16,4]	14,1 [13,4 ; 14,8]
5	15,1 [14,4 ; 15,7]	16,6 [15,8 ; 17,3]	16,9 [16,0 ; 17,8]	13,4 [12,8 ; 14,1]
Ensemble	13,5 [13,2 ; 13,8]	14,4 [14,0 ; 14,7]	14,4 [14,0 ; 14,7]	12,6 [12,3 ; 12,9]

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

²³ Le tableau relatif aux dépenses automobiles figure en annexe.

Tableau 4. *Équipement automobile – France entière*

Quintile *	Nombre de véhicules par ménage			
	1979	1984	1989	1994
1	0,43	0,59	0,60	0,75
2	0,75	0,89	0,93	1,06
3	0,93	1,05	1,08	1,20
4	1,07	1,15	1,18	1,29
5	1,13	1,26	1,29	1,37
Ensemble	0,86	0,99	1,02	1,14

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Pour les transports collectifs, la part budgétaire a connu une hausse en fin de période (entre 1989 et 1994), essentiellement due aux déplacements sur longues distances (Tableau 5).²⁴ Il y a là sans doute un effet des différences entre enquêtes soulignées plus haut en matière de couverture de ces déplacements, en particulier dans leur volet vacances.

Tableau 5. *Parts budgétaires des transports collectifs – France entière*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	0,78 [0,74 ; 0,82]	0,83 [0,79 ; 0,87]	0,98 [0,93 ; 1,03]	1,34 [1,27 ; 1,41]
2	0,91 [0,87 ; 0,95]	0,92 [0,88 ; 0,96]	0,81 [0,77 ; 0,85]	1,46 [1,39 ; 1,53]
3	0,99 [0,95 ; 1,03]	0,94 [0,90 ; 0,98]	0,93 [0,88 ; 0,98]	1,50 [1,43 ; 1,57]
4	1,10 [1,05 ; 1,15]	1,09 [1,04 ; 1,14]	1,07 [1,02 ; 1,12]	1,66 [1,58 ; 1,74]
5	1,39 [1,33 ; 1,45]	1,41 [1,35 ; 1,47]	1,35 [1,28 ; 1,42]	1,70 [1,61 ; 1,79]
Ensemble	1,14 [1,11 ; 1,17]	1,13 [1,11 ; 1,15]	1,10 [1,07 ; 1,13]	1,59 [1,55 ; 1,63]

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

La part budgétaire des TC locaux est très faible. Elle augmente entre 1979 et 1994 pour le bas de la distribution alors qu'elle diminue pour les ménages les plus riches. Notons, toutefois, qu'il n'y a pas de régularité en fonction du revenu, probablement du fait de contextes divers en termes d'urbanisation et donc de disponibilité de moyens de transports collectifs locaux (Tableau 6).

²⁴ Le tableau relatif aux TC longues distances est donné en annexe.

Tableau 6. *Parts budgétaires des transports collectifs locaux – France entière*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	0,51 [0,48 ; 0,54]	0,46 [0,44 ; 0,48]	0,60 [0,57 ; 0,63]	0,64 [0,61 ; 0,67]
2	0,50 [0,48 ; 0,52]	0,49 [0,47 ; 0,51]	0,46 [0,44 ; 0,48]	0,68 [0,65 ; 0,71]
3	0,58 [0,55 ; 0,61]	0,51 [0,49 ; 0,53]	0,52 [0,49 ; 0,55]	0,58 [0,55 ; 0,61]
4	0,59 [0,56 ; 0,62]	0,50 [0,48 ; 0,52]	0,56 [0,53 ; 0,59]	0,54 [0,51 ; 0,57]
5	0,67 [0,64 ; 0,70]	0,43 [0,41 ; 0,45]	0,43 [0,41 ; 0,45]	0,45 [0,43 ; 0,47]
Ensemble	0,60 [0,59 ; 0,61]	0,47 [0,46 ; 0,48]	0,49 [0,48 ; 0,50]	0,54 [0,53 ; 0,55]

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Le poids du logement (résidence principale) dans le budget des ménages est plus lourd que celui des transports : jusqu'à 8 points d'écart en moyenne France entière en fin de période d'observation (Tableau 7). Il est aussi fortement structuré par le niveau de vie mais, à l'inverse du cas des transports dans leur ensemble, il décroît quand on s'élève dans l'échelle des revenus, ce qui est caractéristique des biens de première nécessité. A noter aussi que la part de ce poste a fortement augmenté entre la première et la dernière enquêtes, avec une hausse plus forte vers le bas de la distribution (8 points pour le premier quintile).

Tableau 7. *Parts budgétaires du logement (RP) – France entière*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	20,5 [19,4 ; 21,7]	23,9 [22,8 ; 25,0]	25,6 [24,3 ; 27,0]	29,2 [27,7 ; 30,7]
2	18,7 [17,8 ; 19,6]	22,7 [21,8 ; 23,7]	24,0 [22,9 ; 25,2]	25,4 [24,2 ; 26,6]
3	17,8 [17,0 ; 18,6]	21,0 [20,1 ; 21,9]	22,4 [21,3 ; 23,5]	23,6 [22,5 ; 24,7]
4	16,9 [16,2 ; 17,7]	20,0 [19,1 ; 20,8]	19,8 [18,8 ; 20,7]	20,8 [19,8 ; 21,8]
5	16,7 [15,9 ; 17,4]	17,2 [16,4 ; 18,0]	16,0 [15,2 ; 16,9]	18,1 [17,2 ; 19,0]
Ensemble	17,5 [17,1 ; 17,9]	19,9 [19,5 ; 20,4]	19,9 [19,4 ; 20,4]	21,6 [21,1 ; 22,2]

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

5.3.2. Evolution des parts budgétaires au niveau francilien

La situation au niveau de l'Ile-de-France est similaire, avec toutefois des niveaux de dépense totale plus élevés, reflétant notamment une richesse plus importante de la région capitale comparée au reste du pays. Les différences notables se

rapportent aux niveaux des dépenses et des parts budgétaires des transports individuels et des transports collectifs locaux.²⁵

Du fait d'un plus grand degré d'urbanisation et d'une offre de transports publics plus étoffée que dans les autres régions, les niveaux d'équipement automobile des ménages sont plus faibles qu'au niveau national (Tableau 8). Il en résulte que les montants des dépenses pour les transports individuels, constituées essentiellement des dépenses pour l'automobile, sont en général plus faibles chez les ménages franciliens et leurs parts dans le budget également (Tableau 9).

Tableau 8. *Equipement automobile – Ile-de-France*

Quintile *	Nombre de véhicules par ménage			
	1979	1984	1989	1994
1	0,43	0,43	0,44	0,59
2	0,74	0,71	0,77	0,91
3	0,88	0,89	0,92	1,04
4	0,95	1,02	1,06	1,09
5	1,08	1,11	1,13	1,21
Ensemble	0,82	0,83	0,86	0,97

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Tableau 9. *Parts budgétaires des transports individuels – Ile-de-France*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	6,7 [5,9 ; 7,6]	6,6 [5,9 ; 7,4]	6,0 [5,2 ; 6,8]	6,7 [5,9 ; 7,5]
2	10,0 [8,9 ; 11,1]	8,8 [7,9 ; 9,7]	9,0 [7,9 ; 10,1]	9,1 [8,1 ; 10,1]
3	11,9 [10,7 ; 13,2]	10,6 [9,5 ; 11,6]	12,3 [10,7 ; 13,8]	10,5 [9,3 ; 11,7]
4	12,3 [11,1 ; 13,5]	12,8 [11,5 ; 14,1]	13,1 [11,5 ; 14,7]	10,2 [9,0 ; 11,3]
5	13,5 [12,1 ; 14,8]	13,6 [12,1 ; 15,0]	12,3 [10,6 ; 13,9]	9,4 [8,2 ; 10,5]
Ensemble	11,9 [11,3 ; 12,5]	11,5 [10,9 ; 12,1]	11,5 [10,7 ; 12,2]	9,5 [8,9 ; 10,0]

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

En revanche, les dépenses pour les transports collectifs locaux sont plus élevées chez les habitants de la région parisienne, quel que soit le niveau de vie. Les parts

²⁵ Pour les montants des différentes dépenses et les parts budgétaires des postes autres que les transports individuels et les TC locaux, on pourra se reporter aux tableaux figurant en annexe.

budgétaires correspondantes sont plus importantes que celles enregistrées au niveau national (souvent plus du double), même si leur niveau demeure très faible (Tableau 10). A noter également que le coefficient budgétaire de ce poste tend à diminuer quand on s'élève dans l'échelle des revenus.

Tableau 10. *Parts budgétaires des transports collectifs locaux – Ile-de-France*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	1,19 [1,04 ; 1,34]	1,23 [1,09 ; 1,37]	1,58 [1,36 ; 1,80]	1,71 [1,51 ; 1,91]
2	1,35 [1,20 ; 1,50]	1,30 [1,17 ; 1,43]	1,25 [1,09 ; 1,41]	1,55 [1,37 ; 1,73]
3	1,26 [1,13 ; 1,39]	1,16 [1,04 ; 1,28]	1,24 [1,08 ; 1,40]	1,33 [1,18 ; 1,48]
4	1,32 [1,19 ; 1,45]	1,01 [0,91 ; 1,11]	1,13 [0,99 ; 1,27]	1,16 [1,03 ; 1,29]
5	0,91 [0,82 ; 1,00]	0,75 [0,67 ; 0,83]	0,59 [0,51 ; 0,67]	0,70 [0,61 ; 0,79]
Ensemble	1,16 [1,10 ; 1,22]	1,01 [0,96 ; 1,06]	1,00 [0,93 ; 1,07]	1,12 [1,05 ; 1,19]

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

5.4. *Evolution des inégalités et des effets redistributifs*

Les dépenses de transport ont été regroupées en catégories suffisamment homogènes : achats de véhicules automobiles, achats de deux-roues, carburants, autres dépenses d'utilisation des véhicules, transports en commun locaux et transports en commun longues distances. Pour le logement, c'est l'ensemble des dépenses pour la résidence principale dont les composantes ont été déclinées précédemment (section 5.3.).

Pour tenir compte de la composition du ménage, les estimations sont effectuées sur les dépenses par unité de consommation (suivant l'échelle d'Oxford). Les résultats sont présentés pour les catégories les plus fines considérées ainsi que pour les larges groupes qu'elles constituent.

Dans les estimations, les données sont pondérées par les poids respectifs des ménages. Les estimations ont été réalisées à l'aide de Jackknife1612,²⁶ un programme en langage Fortran conçu par le Professeur Shlomo Yitzhaki (Université Hébraïque de Jérusalem) pour estimer le coefficient de Gini généralisé de la variable d'intérêt (par exemple, le revenu ou la dépense totale) et sa décomposition par composantes. Pour chaque composante, Jackknife1612 donne sa covariance avec la distribution cumulée de la variable d'intérêt et son écart-type, son coefficient de concentration ($R_k G_k$) et son écart-type, son élasticité (de Gini)

²⁶ La présente version date d'août 2001.

par rapport à la variable d'intérêt et son écart-type, sa moyenne et sa somme. Les estimateurs de tous les paramètres de la décomposition du Gini généralisé sont convergents (i.e., asymptotiquement sans biais) et leurs distributions convergent vers une loi normale (SCHECHTMAN et YITZHAKI, 1987). L'estimation de leurs écarts-types permet donc de construire des intervalles de confiance suivant les valeurs d'une loi normale. Les écarts-type sont estimés par la méthode du *jackknife*.²⁷

Pour une variable aléatoire X observée sur un échantillon de taille n , l'estimation par *jackknife* de l'écart-type d'un estimateur $\hat{\theta}(X) = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ se fait en deux étapes (EFRON et GONG, 1983):

- (1) estimation de n valeurs $\hat{\theta}_{(i)}(X)$, $i = 1, \dots, n$, où $\hat{\theta}_{(i)}(X)$ est $\hat{\theta}(X)$ calculé après suppression de l'observation X_i (i.e., basé sur $n - 1$ observations) ;
- (2) utilisation des n valeurs $\hat{\theta}_{(i)}(X)$ pour estimer l'écart-type de $\hat{\theta}(X)$ par

$$\left[\frac{n-1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\hat{\theta}_{(i)}(X) - \bar{\hat{\theta}}_{(\bullet)}(X) \right)^2 \right]^{1/2},$$

où $\bar{\hat{\theta}}_{(\bullet)}(X)$ est la moyenne des $\hat{\theta}_{(i)}(X)$, $i = 1, \dots, n$.

Avant d'examiner les résultats, il convient de noter certaines caractéristiques des données utilisées. D'une part, les dépenses observées résultent de choix effectués sous contraintes de ressources et de prix. D'autre part, de par leur nature, certains biens et services ne sont pas achetés de façon fréquente et régulière (par exemple, les biens durables). De même, certaines dépenses sont conditionnées à d'autres ou à l'existence d'un stock de biens durables, comme c'est le cas des dépenses d'utilisation de véhicules. Enfin, au niveau du ménage certaines dépenses peuvent être insuffisamment restituées du fait de la méthode d'enquête et/ou de la période d'observation (par ex., le cas des TC longues distances signalé plus haut).

L'effet sur les estimations se manifeste, notamment, à travers la plus ou moins grande fréquence des dépenses nulles (absence d'achats) dans l'échantillon. Le niveau d'un coefficient de Gini indique le degré des disparités entre les ménages en termes de dépenses pour une catégorie de biens et/ou services. Ces disparités reflètent aussi bien les différences en termes de montants déboursés que le caractère plus ou moins répandu de ces dépenses parmi les ménages. En général, plus grande est la proportion de dépenses zéro, qu'elles soient le résultat de choix ou dues à la méthode d'observation, plus élevé est l'indice de Gini correspondant (GARNER, 1993, p. 137).

²⁷ Les algorithmes d'estimation par *jackknife* des variances des paramètres de la décomposition du coefficient de Gini (généralisé) sont décrits dans YITZHAKI (1991).

5.4.1. Inégalités et effets redistributifs au niveau national

5.4.1.1. Les inégalités par poste de dépense et leur contribution à l'inégalité globale

Comme on pouvait s'y attendre, les coefficients les plus faibles sont enregistrés par le poste « Logement », pour lequel tous les ménages enregistrent des dépenses (Tableau 11). Ils sont suivis, en ordre d'importance, par ceux des dépenses pour les carburants et ceux des autres dépenses d'utilisation de véhicules, dépenses de plus en plus répandues avec la diffusion de l'équipement automobile (les dépenses de carburants étant plus fréquentes et régulières). Viennent ensuite, en ordre croissant, les indices de Gini des achats d'automobiles, des transports collectifs locaux (disponibles suivant le degré d'urbanisation) et des transports collectifs sur longues distances.

Tableau 11. *Coefficients de Gini par poste de dépense – France entière*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	0,671 [0,664 ; 0,679]	0,646 [0,640 ; 0,652]	0,668 [0,662 ; 0,675]	0,645 [0,639 ; 0,652]
Achats de véh.	0,897 [0,892 ; 0,902]	0,890 [0,885 ; 0,895]	0,883 [0,878 ; 0,888]	0,891 [0,886 ; 0,896]
Automobiles	0,905 [0,900 ; 0,910]	0,896 [0,891 ; 0,900]	0,888 [0,883 ; 0,894]	0,896 [0,891 ; 0,901]
Deux-roues	0,956 [0,949 ; 0,962]	0,970 [0,967 ; 0,973]	0,977 [0,973 ; 0,980]	0,990 [0,988 ; 0,992]
Carburants	0,645 [0,635 ; 0,654]	0,586 [0,580 ; 0,593]	0,579 [0,571 ; 0,587]	0,554 [0,546 ; 0,561]
Autres dép. d'util.	0,690 [0,676 ; 0,704]	0,642 [0,632 ; 0,652]	0,648 [0,636 ; 0,660]	0,649 [0,638 ; 0,659]
Transports collectifs	0,889 [0,881 ; 0,897]	0,881 [0,874 ; 0,888]	0,882 [0,870 ; 0,894]	0,781 [0,773 ; 0,789]
TC locaux	0,912 [0,903 ; 0,922]	0,896 [0,891 ; 0,900]	0,902 [0,896 ; 0,907]	0,893 [0,888 ; 0,898]
TC longues dist.	0,949 [0,943 ; 0,954]	0,941 [0,936 ; 0,946]	0,942 [0,933 ; 0,952]	0,824 [0,815 ; 0,832]
<i>Total transports</i>	<i>0,644 [0,637 ; 0,652]</i>	<i>0,616 [0,610 ; 0,623]</i>	<i>0,638 [0,631 ; 0,645]</i>	<i>0,602 [0,596 ; 0,609]</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>0,439 [0,430 ; 0,448]</i>	<i>0,383 [0,377 ; 0,389]</i>	<i>0,386 [0,375 ; 0,398]</i>	<i>0,368 [0,360 ; 0,375]</i>
Dépense totale	0,338 [0,333 ; 0,344]	0,315 [0,310 ; 0,320]	0,336 [0,329 ; 0,343]	0,328 [0,321 ; 0,335]

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Enfin, les achats de deux-roues enregistrent la concentration la plus forte. Ceci peut s'expliquer par la rareté relative de ces achats (0,2% du budget total moyen ; environ 1% du budget « Transports »).²⁸ L'indice de Gini de ce poste est de plus en plus élevé. Cette tendance reflète les changements de gamme de ces biens et

²⁸ Les parts budgétaires (des dépenses par unité de consommation) sont reportées en annexe.

l'évolution des besoins qu'ils satisfont. Les deux-roues (motorisés) sont devenus de qualité supérieure et plus chers²⁹ et s'adressent plutôt à une clientèle urbaine.

Hormis le cas des deux-roues, la tendance générale des inégalités est à la baisse. La baisse est régulière pour le logement, ainsi que pour les carburants et les transports collectifs. Pour les TC longues distances, la forte baisse entre 1989 et 1994 reflète la meilleure couverture de ces dépenses suite au changement de méthodologie intervenu dans la dernière enquête. En revanche, la baisse n'est pas monotone pour les achats d'automobiles et les autres dépenses d'utilisation des véhicules. Ces composantes renferment des biens durables ou semi-durables dont l'achat n'est pas fréquent et régulier. Du fait de l'importance de leurs poids budgétaires (resp., 35% à 44% et 26% à 29% des dépenses de transport), ceci se répercute sur l'évolution des indices de Gini des regroupements qui les contiennent : les transports individuels et l'ensemble des transports.

Comme montré dans l'exposé méthodologique, la contribution d'une composante à l'inégalité globale est déterminée par trois facteurs : l'inégalité propre à la composante (mesurée par son coefficient de Gini), son degré d'association avec la dépense totale (mesurée par sa corrélation de Gini avec cette variable) et son poids dans la dépense totale.

Tableau 12. *Contribution relative à l'inégalité totale (%) – France entière*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	16,5 (0,41)	18,4 (0,40)	18,4 (0,50)	14,7 (0,42)
Achats de véhicules	7,7 (0,28)	9,9 (0,33)	11,7 (0,42)	9,0 (0,35)
Automobiles	7,6 (0,28)	9,8 (0,32)	11,4 (0,42)	8,7 (0,34)
Deux-roues	0,1 (0,03)	0,1 (0,02)	0,2 (0,04)	0,3 (0,06)
Carburants	3,9 (0,12)	3,7 (0,09)	2,6 (0,07)	1,9 (0,06)
Autres dép. d'util.	4,9 (0,26)	4,7 (0,18)	4,2 (0,19)	3,8 (0,17)
Transports collectifs	1,7 (0,13)	1,7 (0,12)	1,6 (0,18)	1,8 (0,09)
TC locaux	0,7 (0,09)	0,4 (0,03)	0,5 (0,04)	0,4 (0,03)
TC longues dist.	1,0 (0,10)	1,2 (0,11)	1,2 (0,18)	1,4 (0,08)
<i>Total transports</i>	<i>18,2 (0,42)</i>	<i>20,1 (0,41)</i>	<i>20,1 (0,50)</i>	<i>16,5 (0,42)</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>15,4 (0,38)</i>	<i>15,5 (0,32)</i>	<i>14,4 (0,53)</i>	<i>15,4 (0,41)</i>

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

²⁹ L'indice des prix des deux-roues a augmenté plus vite que l'indice général entre la première enquête et la dernière (9 points de plus). Voir Tableau 1 au Chapitre 4.

Ainsi, malgré un coefficient de Gini très élevé, la contribution relative des achats de deux-roues est insignifiante (Tableau 12). Ceci du fait de la faiblesse de leur poids budgétaire et de leur degré d'association avec la dépense totale (corrélation de Gini de l'ordre de 0,3 en début de période et de 0,4 à partir de 1989). A l'opposé, la contribution relative du logement est de l'ordre de 15% alors que son coefficient de Gini est le plus faible, du fait d'un coefficient budgétaire beaucoup plus important (de 18% à 22%, selon la période) et d'une corrélation de Gini avec la dépense totale également plus élevée (de l'ordre de 0,6). Parmi les postes de transport, celui des achats d'automobiles contribue le plus fortement à l'inégalité totale, suivi des autres dépenses d'utilisation, puis des carburants et enfin des transports collectifs, avec une contribution encore plus faible pour les TC locaux. La contribution de l'ensemble des transports est plus importante que celle du logement.

Les inégalités face aux transports dans leur ensemble sont essentiellement le fait des achats d'automobiles (44 à 58% selon la période), suivis des dépenses d'utilisation des véhicules autres que les carburants (21 à 26%) et des carburants (13 à 22%). La contribution des transports collectifs est plus modeste (6 à 8%). Celle des deux-roues est encore plus faible (moins de 2%).³⁰

Sur longue période, la contribution à l'inégalité totale décline pour les carburants et les autres dépenses d'utilisation. Elle est stable pour les transports collectifs. La contribution des deux-roues augmente légèrement mais demeure très faible. Celle de l'ensemble des transports baisse en fin de période après une légère remontée, suivant en cela celle du poste le plus important (les transports individuels). La contribution relative du logement reste globalement stable.

5.4.1.2. Les effets redistributifs des taxes par poste de dépense

L'effet marginal relatif sur l'inégalité totale (i.e., inégalité de dépense totale) montre le caractère de plus en plus régressif d'une taxe prélevée sur les dépenses de logement (Tableau 13). Une augmentation proportionnelle de 1% de ces dépenses aurait induit une hausse de l'inégalité totale de 7% en 1994-95 alors que l'impact aurait été plus faible à la fin des années 1970 (2,5%). Au contraire, une hausse proportionnelle de 1% des dépenses de transport aurait réduit les inégalités globales (de 3% au milieu des années 1990, de 5% auparavant).

La progressivité des taxes sur l'ensemble des transports est due essentiellement au caractère progressif des taxes sur les achats d'automobiles. En revanche, avec la diffusion de la voiture et de son utilisation, les taxes sur les dépenses d'utilisation des véhicules sont de moins en moins progressives et deviennent même régressives dans le cas des carburants. Même si l'ampleur des variations induites est très

³⁰ Voir en annexe les résultats de la décomposition du Gini des dépenses de transport.

faible, la tendance est importante : elle traduit une transformation graduelle des distributions de ces dépenses avec la diffusion de plus en plus large de la voiture. Le caractère légèrement progressif des taxes sur les transports collectifs est à attribuer aux TC longues distances. Quant aux TC locaux et aux achats de deux-roues, l'effet sur les inégalités globales est quasiment nul.

Tableau 13. *Effet marginal relatif sur l'inégalité totale (%) – France entière*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	4,0	4,8	4,9	2,8
Achats de véhicules	3,0	4,4	5,1	3,7
Automobiles	3,0	4,5	5,1	3,6
Deux-roues	0,0	0,0	0,0	0,1
Carburants	0,1	-0,2	-0,6	-0,9
Autres dép. d'util.	0,9	0,6	0,3	0,1
Transports collectifs	0,4	0,5	0,4	0,2
TC locaux	0,1	0,0	0,0	-0,1
TC longues dist.	0,4	0,5	0,5	0,3
<i>Total transports</i>	<i>4,4</i>	<i>5,3</i>	<i>5,3</i>	<i>3,0</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>-2,5</i>	<i>-4,7</i>	<i>-5,9</i>	<i>-6,7</i>

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Les élasticités (de Gini) par rapport à la dépense totale confirment les conclusions ci-dessus quant au caractère régressif (élasticité < 1) ou progressif (élasticité > 1) d'une taxe sur une catégorie de dépenses (Tableau 14). Toutefois, comme mentionné précédemment, ces élasticités renseignent sur le *signe* de l'effet marginal relatif, mais pas sur son *ampleur*.

On retrouve le caractère nécessaire du logement, souligné plus haut dans l'analyse des parts budgétaires. Par contre, l'ensemble des transports reste un « bien de luxe », en raison de la prépondérance des achats de véhicules automobiles. Les dépenses d'utilisation des véhicules affichent des élasticités en baisse continue (elles passent de 1 à 0,7 pour les carburants et de 1,2 à 1 pour les autres dépenses d'utilisation des véhicules), confirmant le caractère de plus en plus nécessaire de la voiture. On observe la même tendance à la baisse pour l'élasticité des transports collectifs locaux (de 1,2 à 0,8). Les transports en commun sur longues distances gardent un caractère de luxe, mais les estimations semblent fragilisées par les insuffisances en termes de couverture de ces dépenses occasionnées principalement par les déplacements de vacances.

Tableau 14. *Elasticités (de Gini) par rapport à la dépense totale – France entière*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	1,318 [1,280 ; 1,356]	1,357 [1,322 ; 1,392]	1,358 [1,317 ; 1,399]	1,234 [1,192 ; 1,277]
Achats de véh.	1,635 [1,577 ; 1,692]	1,801 [1,745 ; 1,857]	1,779 [1,720 ; 1,839]	1,693 [1,627 ; 1,759]
Automobiles	1,668 [1,609 ; 1,727]	1,829 [1,772 ; 1,886]	1,797 [1,737 ; 1,857]	1,709 [1,642 ; 1,776]
Deux-roues	0,809 [0,534 ; 1,084]	0,765 [0,518 ; 1,011]	1,155 [0,920 ; 1,389]	1,324 [1,038 ; 1,609]
Carburants	1,020 [0,977 ; 1,062]	0,942 [0,909 ; 0,976]	0,817 [0,780 ; 0,854]	0,667 [0,631 ; 0,703]
Autres dép. d'util.	1,228 [1,154 ; 1,301]	1,159 [1,104 ; 1,214]	1,083 [1,023 ; 1,143]	1,017 [0,957 ; 1,077]
Transports collectifs	1,364 [1,243 ; 1,485]	1,376 [1,267 ; 1,485]	1,346 [1,179 ; 1,513]	1,133 [1,060 ; 1,207]
TC locaux	1,152 [0,982 ; 1,323]	0,937 [0,840 ; 1,033]	0,910 [0,794 ; 1,027]	0,772 [0,673 ; 0,871]
TC longues dist.	1,581 [1,415 ; 1,746]	1,650 [1,507 ; 1,793]	1,657 [1,429 ; 1,884]	1,309 [1,219 ; 1,399]
<i>Total transports</i>	<i>1,322 [1,287 ; 1,357]</i>	<i>1,358 [1,326 ; 1,391]</i>	<i>1,357 [1,318 ; 1,395]</i>	<i>1,222 [1,184 ; 1,261]</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>0,859 [0,828 ; 0,890]</i>	<i>0,767 [0,743 ; 0,790]</i>	<i>0,710 [0,670 ; 0,750]</i>	<i>0,697 [0,669 ; 0,725]</i>

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

L'évolution temporelle de l'élasticité des deux-roues est atypique. De 0,8 à la fin des années 1970, elle a atteint 1,3 au milieu des années 1990. De nécessaire, le deux-roues s'est donc mué en bien de « luxe » vers la fin des années 1980 ! Bien que cette conclusion paraisse non intuitive, elle est cohérente avec la transformation du deux-roues (motorisé, notamment) en moyen de transport pratique en milieu urbain (et non plus comme substitut moins cher de la voiture) et l'évolution de son marché vers des gammes supérieures à des prix plus élevés. La hausse de la corrélation de Gini de la composante avec la dépense totale (0,29 en 1978-79 et 0,44 en 1994-95) reflète cette évolution. Combinée à la hausse continue de son coefficient de Gini et à la stabilité de celui de la dépense totale, ceci explique l'évolution de cette élasticité (voir l'équation (11) ci-dessus).

5.4.1.3. Sensibilité au revenu selon la valeur du paramètre du Gini généralisé (ν)

Dans l'évaluation des inégalités, diverses parties de la distribution (des revenus, par exemple) peuvent être privilégiées suivant la valeur du paramètre ν du coefficient de Gini généralisé. Plus ν est élevé, plus grande est la préoccupation quant au sort des plus pauvres dans l'évaluation du bien-être collectif. A l'inverse, une valeur faible (proche de 1) accorde plus de poids aux portions les plus hautes de la distribution et traduit un moindre souci d'égalité. Les élasticités (de Gini)

tendent à refléter la sensibilité au revenu des groupes pour lesquels la pondération est la plus forte, selon la valeur du paramètre.

Le Tableau 15 montre l'indice de Gini de la dépense totale avec différentes valeurs de ν pour la dernière période d'enquête (1994-95), ainsi que les élasticités par rapport à la dépense totale des catégories de dépense les plus fines considérées. Les estimations correspondantes au Gini usuel ($\nu=2$) sont indiquées en caractères gras.

Tableau 15. *Elasticités par rapport à la dépense totale, 1994 – France entière*

	$\nu=1,5$	$\nu=2$	$\nu=4$	$\nu=6$
Gini (Dépense totale)	0,221 [0,215 ; 0,227]	0,328 [0,321 ; 0,335]	0,500 [0,493 ; 0,507]	0,569 [0,562 ; 0,576]
Achats d'automobiles	1,68 [1,59 ; 1,77]	1,71 [1,64 ; 1,78]	1,62 [1,59 ; 1,66]	1,55 [1,52 ; 1,58]
Achats de deux-roues	1,26 [0,91 ; 1,62]	1,32 [1,04 ; 1,61]	1,36 [1,18 ; 1,53]	1,34 [1,20 ; 1,47]
Carburants	0,61 [0,57 ; 0,65]	0,67 [0,63 ; 0,70]	0,79 [0,76 ; 0,83]	0,85 [0,82 ; 0,89]
Autres dép. d'util.	0,96 [0,88 ; 1,04]	1,02 [0,96 ; 1,08]	1,10 [1,06 ; 1,14]	1,12 [1,08 ; 1,15]
TC locaux	0,72 [0,61 ; 0,83]	0,77 [0,67 ; 0,87]	0,88 [0,79 ; 0,96]	0,92 [0,84 ; 1,00]
TC long. dist.	1,31 [1,19 ; 1,43]	1,31 [1,22 ; 1,40]	1,28 [1,21 ; 1,34]	1,25 [1,19 ; 1,31]
Logement (RP)	0,68 [0,64 ; 0,72]	0,70 [0,67 ; 0,73]	0,73 [0,71 ; 0,76]	0,76 [0,74 ; 0,78]

Source : Enquête *Budget des Familles* – 1994-95 de l'INSEE.

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Comme on pouvait s'y attendre, l'inégalité totale augmente avec le degré d'aversion à l'inégalité : le coefficient de Gini de la dépense totale passe de 0,2 pour $\nu = 1,5$ à 0,6 pour $\nu = 6$.

Deux tendances se dessinent pour les élasticités à mesure que ν augmente. Elles croissent pour les biens et services considérés comme nécessaires et diminuent pour ceux à caractère « de luxe ». Ces tendances s'expliquent par le fait que ces élasticités reflètent le comportement de groupes de plus en plus pauvres. Elles traduisent donc les priorités de ces derniers, un supplément de revenu étant alloué en premier à l'achat de biens et services nécessaires. Ainsi, les dépenses consacrées à l'utilisation des véhicules, aux transports collectifs locaux et au logement augmentent relativement plus chez les ménages modestes que chez les plus riches. Par exemple, une hausse de 1% du revenu entraînerait une hausse des dépenses de carburants de 0,6% par les groupes aux revenus relativement élevés ($\nu=1,5$) contre environ 0,9% par les groupes plus modestes ($\nu=6$). Au contraire, les

variations relatives des dépenses consacrées aux achats de véhicules et aux transports collectifs sur longues distances tendent à être moins fortes à mesure qu'on met l'accent sur les parties inférieures de la distribution des revenus. Bien que classé de « luxe », le deux-roues présente une élasticité en légère augmentation (mais les intervalles de confiance se chevauchent). Ceci s'explique probablement par un prix plus accessible relativement aux deux autres catégories de « luxe » que sont les automobiles et les TC longues distances.

5.4.2. Inégalités et effets redistributifs au niveau francilien

5.4.2.1. Les inégalités par poste de dépense et leur contribution à l'inégalité globale

Comme au niveau national, les concentrations les plus faibles sont enregistrées par les dépenses de logement. Viennent ensuite, par ordre croissant, celles des carburants et des autres dépenses d'utilisation des véhicules, celles des transports collectifs, celles des achats d'automobiles et enfin celles des achats de deux-roues (Tableau 16).

Tableau 16. *Coefficients de Gini par poste de dépense – Ile-de-France*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	0,678 [0,660 ; 0,695]	0,682 [0,667 ; 0,697]	0,693 [0,677 ; 0,710]	0,680 [0,664 ; 0,696]
Achats de véhicules	0,883 [0,871 ; 0,895]	0,902 [0,892 ; 0,912]	0,886 [0,872 ; 0,899]	0,902 [0,891 ; 0,913]
Automobiles	0,891 [0,879 ; 0,903]	0,908 [0,898 ; 0,918]	0,890 [0,877 ; 0,904]	0,906 [0,895 ; 0,917]
Deux-roues	0,964 [0,946 ; 0,983]	0,980 [0,976 ; 0,985]	0,983 [0,979 ; 0,987]	0,991 [0,988 ; 0,994]
Carburants	0,686 [0,663 ; 0,709]	0,648 [0,631 ; 0,665]	0,644 [0,624 ; 0,664]	0,648 [0,630 ; 0,666]
Autres dép. d'util.	0,692 [0,657 ; 0,727]	0,676 [0,653 ; 0,700]	0,671 [0,647 ; 0,696]	0,669 [0,642 ; 0,697]
Transports collectifs	0,771 [0,752 ; 0,790]	0,762 [0,742 ; 0,783]	0,778 [0,737 ; 0,820]	0,645 [0,629 ; 0,662]
TC locaux	0,796 [0,778 ; 0,814]	0,770 [0,757 ; 0,784]	0,777 [0,761 ; 0,794]	0,786 [0,771 ; 0,801]
TC longues dist.	0,895 [0,880 ; 0,909]	0,886 [0,871 ; 0,901]	0,899 [0,867 ; 0,930]	0,724 [0,706 ; 0,743]
<i>Total transports</i>	<i>0,609 [0,592 ; 0,627]</i>	<i>0,612 [0,596 ; 0,628]</i>	<i>0,623 [0,604 ; 0,642]</i>	<i>0,576 [0,559 ; 0,593]</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>0,401 [0,385 ; 0,418]</i>	<i>0,361 [0,347 ; 0,375]</i>	<i>0,376 [0,356 ; 0,395]</i>	<i>0,362 [0,341 ; 0,383]</i>
Dépense totale	0,324 [0,312 ; 0,337]	0,308 [0,295 ; 0,321]	0,334 [0,319 ; 0,350]	0,332 [0,314 ; 0,350]

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Les différences remarquables sont liées à la particularité de la région comme grande zone urbaine fortement dotée en infrastructures de transports publics locaux. L'usage de la voiture pour les déplacements locaux est plus différencié,

déterminé au moins en partie par l'accessibilité relative aux transports collectifs en fonction de la localisation résidentielle. Il en résulte que les coefficients de Gini des dépenses d'utilisation des véhicules sont plus élevés qu'au niveau national, particulièrement pour les carburants. L'usage des transports en commun locaux est, au contraire, plus répandu, même s'il dépend de la zone de résidence. De ce fait, l'indice de Gini correspondant est plus faible.

La tendance générale des inégalités est, sinon à la baisse, du moins à la stabilité, sauf pour les deux-roues. Elles baissent dans le cas des carburants et des autres dépenses d'utilisation des véhicules. Cependant, ces baisses sont moins marquées qu'au niveau national et les estimations sont moins précises du fait d'échantillons plus petits. Les indices de Gini des dépenses de logement et de TC locaux sont restés stables (respectivement, autour de 0,4 et de 0,8). Celui des achats d'automobiles a fluctué autour de 0,9.

L'ordre des différents postes en termes de contribution relative à l'inégalité totale est similaire à celui observé au niveau national (Tableau 17). Les différences sont en termes d'ampleur et concernent essentiellement les dépenses pour l'automobile (achat et usage). Leurs contributions sont moins importantes, principalement du fait de parts budgétaires plus faibles (les corrélations avec la dépense totale sont aussi légèrement plus faibles).

Tableau 17. *Contribution relative à l'inégalité totale (%) – Ile-de-France*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	14,2 (0,90)	15,6 (0,88)	13,5 (0,97)	10,1 (0,80)
Achats de véhicules	6,3 (0,55)	7,9 (0,71)	8,5 (0,85)	5,6 (0,61)
Automobiles	6,2 (0,54)	7,8 (0,71)	8,2 (0,84)	5,6 (0,61)
Deux-roues	0,2 (0,10)	0,1 (0,04)	0,2 (0,07)	0,0 (0,02)
Carburants	3,3 (0,26)	3,1 (0,18)	1,9 (0,14)	1,5 (0,13)
Autres dép. d'util.	4,5 (0,60)	4,6 (0,42)	3,2 (0,31)	3,0 (0,36)
Transports collectifs	2,5 (0,31)	2,4 (0,31)	2,7 (0,66)	2,0 (0,19)
TC locaux	0,9 (0,14)	0,7 (0,08)	0,5 (0,09)	0,5 (0,09)
TC longues dist.	1,6 (0,26)	1,7 (0,29)	2,2 (0,65)	1,5 (0,16)
<i>Total transports</i>	<i>16,6 (0,91)</i>	<i>17,9 (0,91)</i>	<i>16,2 (1,10)</i>	<i>12,1 (0,83)</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>14,6 (0,71)</i>	<i>13,4 (0,69)</i>	<i>12,8 (0,87)</i>	<i>15,5 (1,13)</i>

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Pour ce qui est des inégalités des transports dans leur ensemble, on peut noter une contribution relative des transports en commun plus importante qu'au niveau France entière (11 à 14% contre 6 à 8%).³¹

Sur longue période, la contribution à l'inégalité totale décline pour les carburants, les autres dépenses d'utilisation et, à un degré moindre, pour les transports collectifs locaux. Celle de l'ensemble des transports individuels baisse en fin de période après une légère remontée, suivant en cela celle du poste le plus important (les achats d'automobiles). Après une baisse continue entre 1979 et 1989, la contribution relative du logement remonte en 1994 du fait d'une hausse du coefficient budgétaire (de 19% à 23%) probablement due à la hausse des prix.³²

5.4.2.2. Les effets redistributifs des taxes par poste de dépense

Les effets redistributifs des taxes et leurs tendances temporelles sont qualitativement semblables à ceux mis en évidence en considérant l'ensemble des ménages français (Tableau 18). Les taxes sur le logement sont de plus en plus régressives et les effets sur les inégalités sont du même ordre de grandeur qu'au niveau national.

Tableau 18. *Effet marginal relatif sur l'inégalité totale (%) – Ile-de-France*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	3,2	4,6	2,9	1,4
Achats de véhicules	2,0	3,4	3,3	1,8
Automobiles	2,1	3,4	3,2	1,8
Deux-roues	0,0	0,0	0,1	0,0
Carburants	0,3	0,2	-0,3	-0,5
Autres dép. d'util.	0,9	0,9	0,0	0,0
Transports collectifs	0,2	0,1	0,2	-0,7
TC locaux	-0,3	-0,3	-0,5	-0,6
TC longues dist.	0,5	0,4	0,7	0,0
<i>Total transports</i>	<i>3,4</i>	<i>4,7</i>	<i>3,1</i>	<i>0,7</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>-3,2</i>	<i>-5,8</i>	<i>-6,4</i>	<i>-7,0</i>

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

³¹ Voir en annexe les résultats de la décomposition du Gini des dépenses de transport.

³² L'indice du prix relatif du logement est passé de 107,6 en 1989 à 114,8 en 1994-95. Voir Tableau 1 du Chapitre 4.

Là encore, la spécificité de l'Ile-de-France relève des composantes « transports ». Les taxes sur les dépenses de transport dans leur globalité demeurent progressives mais leur effet progressif est plus faible comparativement au niveau France entière. L'effet marginal relatif est même presque nul durant la dernière période. Deux facteurs principaux concourent à ce résultat. D'une part, la progressivité des taxes sur les achats d'automobiles est relativement moindre. D'autre part, les taxes sur les transports collectifs locaux sont régressives. Manifeste dès le début de la période d'observation, ce caractère régressif s'est accentué, quoique l'ampleur de l'effet reste faible. Les dépenses de TC locaux sont logiquement plus répandues en Ile-de-France, avec des niveaux moyens pas très différents en fonction du revenu mais qui pèsent légèrement plus dans les budgets les plus bas.³³ Par conséquent, les augmentations (proportionnelles) des prix touchent relativement plus les plus pauvres.

Les élasticités (de Gini) au revenu des ménages franciliens donnent lieu à la même classification observée pour l'ensemble des ménages français des différentes catégories de biens et/ou services de transport et de logement (Tableau 19).

Tableau 19. *Elasticités (de Gini) par rapport à la dépense totale – Ile-de-France*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	1,295 [1,198 ; 1,393]	1,419 [1,326 ; 1,512]	1,277 [1,167 ; 1,386]	1,154 [1,041 ; 1,267]
Achats de véhicules	1,477 [1,330 ; 1,624]	1,775 [1,616 ; 1,934]	1,626 [1,461 ; 1,792]	1,477 [1,303 ; 1,652]
Automobiles	1,507 [1,356 ; 1,657]	1,800 [1,638 ; 1,962]	1,632 [1,463 ; 1,800]	1,496 [1,320 ; 1,672]
Deux-roues	0,850 [0,018 ; 1,682]	0,853 [0,300 ; 1,406]	1,467 [1,055 ; 1,879]	0,458 [-0,013 ; 0,929]
Carburants	1,096 [0,991 ; 1,200]	1,082 [0,991 ; 1,173]	0,852 [0,749 ; 0,954]	0,765 [0,662 ; 0,867]
Autres dép. d'util.	1,247 [1,052 ; 1,442]	1,254 [1,112 ; 1,397]	1,001 [0,872 ; 1,129]	1,002 [0,843 ; 1,162]
Transports collectifs	1,081 [0,901 ; 1,262]	1,035 [0,840 ; 1,230]	1,091 [0,732 ; 1,450]	0,752 [0,637 ; 0,867]
TC locaux	0,746 [0,546 ; 0,945]	0,691 [0,551 ; 0,832]	0,509 [0,342 ; 0,676]	0,459 [0,308 ; 0,610]
TC longues dist.	1,436 [1,183 ; 1,690]	1,301 [1,010 ; 1,591]	1,482 [0,986 ; 1,977]	0,968 [0,821 ; 1,115]
<i>Total transports</i>	<i>1,259 [1,174 ; 1,343]</i>	<i>1,353 [1,270 ; 1,435]</i>	<i>1,242 [1,141 ; 1,343]</i>	<i>1,061 [0,967 ; 1,155]</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>0,823 [0,761 ; 0,884]</i>	<i>0,697 [0,641 ; 0,754]</i>	<i>0,667 [0,597 ; 0,738]</i>	<i>0,690 [0,613 ; 0,767]</i>

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

On peut noter que le caractère nécessaire des TC locaux est mis en évidence dès la première période d'observation (élasticité de 0,75 contre 1,2 au niveau national). Ce qui est conforme à la particularité, déjà soulignée, de la région capitale quant à

³³ Voir les parts budgétaires (section 5.3.) et les montants des dépenses (en annexe) par quintile de la dépense totale par unité de consommation.

la disponibilité des moyens de transport en commun. En outre, à la différence de ce qui a été observé au niveau France entière, le deux-roues reste un bien nécessaire. L'élasticité au revenu a certes connu un pic (à 1,5) en 1989, mais elle a diminué fortement durant la dernière période (à 0,46), reflétant le changement de « statut » en moyen de transport urbain évoqué ci-dessus.

En évolution, les élasticités suivent les mêmes tendances baissières observées auparavant, mais à partir de niveaux légèrement plus faibles, probablement du fait que les revenus sont en moyenne plus importants en Ile-de-France comparée au reste du pays.

5.4.2.3. Sensibilité au revenu selon la valeur du paramètre du Gini généralisé (ν)

Comme constaté auparavant pour l'ensemble des ménages français, à mesure que l'accent est mis sur des classes de revenu plus basses, les élasticités par rapport au revenu augmentent pour les biens et services nécessaires (Tableau 20). Toutefois, les estimations sont moins précises du fait d'une taille d'échantillon plus faible. Les hausses les plus fortes concernent les achats de deux-roues (de 0,3 à 1,1) et les transports en commun locaux (de 0,4 à 0,7). Les élasticités des dépenses d'utilisation de véhicules autres que les carburants et celles des transports collectifs sur longues distances restent stables autour de 1.

Tableau 20. *Elasticités par rapport à la dépense totale, 1994 – Ile-de-France*

	$\nu=1,5$	$\nu=2$	$\nu=4$	$\nu=6$
Gini (Dépense totale)	0,224 [0,207 ; 0,241]	0,332 [0,314 ; 0,350]	0,506 [0,489 ; 0,524]	0,577 [0,559 ; 0,594]
Achats d'automobiles	1,41 [1,18 ; 1,64]	1,50 [1,32 ; 1,67]	1,52 [1,42 ; 1,62]	1,47 [1,39 ; 1,55]
Achats de deux-roues	0,25 [-0,19 ; 0,68]	0,46 [-0,01 ; 0,93]	0,93 [0,49 ; 1,38]	1,11 [0,75 ; 1,47]
Carburants	0,70 [0,59 ; 0,81]	0,76 [0,66 ; 0,87]	0,88 [0,79 ; 0,97]	0,94 [0,86 ; 1,03]
Autres dép. d'util.	0,96 [0,77 ; 1,16]	1,00 [0,84 ; 1,16]	1,08 [0,99 ; 1,18]	1,12 [1,04 ; 1,20]
TC locaux	0,39 [0,24 ; 0,55]	0,46 [0,31 ; 0,61]	0,62 [0,47 ; 0,76]	0,70 [0,56 ; 0,84]
TC long. dist.	0,92 [0,75 ; 1,09]	0,97 [0,82 ; 1,12]	1,02 [0,89 ; 1,14]	1,02 [0,90 ; 1,15]
Logement (RP)	0,69 [0,58 ; 0,79]	0,69 [0,61 ; 0,77]	0,71 [0,65 ; 0,76]	0,73 [0,68 ; 0,78]

Sources : Enquête *Budget des Familles* – 1994-95 de l'INSEE.

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Les cas des achats d'automobiles et des carburants semblent refléter un effet de la localisation périphérique de ménages modestes en raison, notamment, de

difficultés à se loger au centre de l'agglomération (voir Chapitre 4). En effet, l'automobile est souvent inévitable dans les zones périphériques où l'accès aux transports en commun est limité. L'ajustement à la contrainte de revenu semble se faire à travers son usage. De ce fait, la sensibilité au revenu des dépenses de carburants est plus élevée quand elle reflète les comportements des plus modestes parmi les ménages ($\nu=6$) que ceux des plus nantis (0,9 pour $\nu=6$ contre 0,7 pour $\nu=1$). En revanche, l'élasticité des dépenses d'acquisition d'automobiles ne diffère pas sensiblement en fonction de ν (les intervalles de confiance se chevauchent).

5.5. Synthèse et conclusions

Les inégalités de consommation de biens et services de transport et de logement entre ménages français ont été évaluées sur des données individuelles de dépenses provenant de quatre enquêtes en coupe transversale conduites entre la fin des années 1970 et le milieu des années 1990. Les analyses ont été menées au moyen d'une décomposition par poste de dépense de l'indice de Gini de la dépense totale. Les termes formant la contribution de chaque composante sont faciles à interpréter et aident à comprendre les évolutions temporelles des inégalités. De plus, la décomposition permet d'estimer les effets redistributifs des taxes imposées sur les différentes catégories de dépenses.

La contribution des transports à l'inégalité totale est plus importante que celle du logement. L'inégalité globale face aux transports est essentiellement due aux achats d'automobiles, suivis des dépenses d'utilisation des véhicules. La contribution relative des transports collectifs est très faible du fait d'une faible part budgétaire. Pour la même raison et du fait d'une faible corrélation avec le revenu, celle des deux-roues est presque nulle.

Les taxes sur le logement sont régressives et leur caractère régressif s'accroît dans le temps. Par contre, celles sur les transports dans leur globalité sont progressives. Cependant, ceci est dû principalement au caractère progressif des taxes sur les achats d'automobiles, fortement liés au revenu et avec une part budgétaire plus importante que pour les autres types de dépenses. Au contraire, les taxes sur les carburants sont régressives, alors que le caractère progressif s'est atténué dans le cas des autres biens et services d'utilisation des véhicules. L'effet d'une (augmentation de) taxe sur les inégalités est globalement neutre dans le cas des transports collectifs locaux (mais un effet régressif apparaît quand on met le projecteur sur la région parisienne), des transports collectifs sur longues distances et des achats de deux-roues.

La progressivité du système fiscal peut être améliorée en relevant les taux d'imposition sur les catégories de biens et services pour lesquelles les taxes sont

progressives ou ont un effet neutre sur les inégalités et en diminuant les taux des taxes régressives. Observons, toutefois, que les effets redistributifs ont été évalués par une approximation au premier ordre de la variation de l'indice d'inégalité. Les effets ainsi estimés sont, en toute rigueur, valables uniquement pour de petites variations des taxes. De grandes modifications, comme l'imposition d'une nouvelle taxe avec un taux relativement élevé, peuvent entraîner un changement significatif des prix relatifs. Dans ce cas, une approximation au second ordre est nécessaire pour tenir compte des effets de substitution (BANKS *et al.*, 1996).

Les analyses mettent en lumière l'impact de la diffusion sociale de l'automobile au fil du temps. Ainsi, la contribution relative à l'inégalité totale des biens et services liés à l'usage de la voiture, en particulier les carburants, a connu une baisse régulière. De plus, les taxes sur les carburants sont régressives alors que celles sur les autres dépenses d'utilisation des véhicules deviennent de moins en moins progressives. Ceci reflète le caractère de plus en plus nécessaire de l'usage de la voiture, que confirme l'évolution des élasticités. L'extension de l'analyse aux données plus récentes (enquête *Budget de Famille* de 2000-2001) est à considérer pour confirmer les tendances mises en évidence.

Le cas des transports collectifs locaux souligne la nécessité de tenir compte des différences de besoins en termes d'équipement et d'usage automobile en considérant la disponibilité d'alternatives à la voiture. En effet, l'impact d'une (augmentation de) taxe sur ces services est plutôt neutre au niveau national, mais quand on restreint l'analyse à la région parisienne, l'effet régressif s'affirme. Toutefois, même à l'intérieur de la région, l'accès au réseau de transports publics est différencié suivant le lieu de résidence (voir Chapitre 4). L'effet de l'offre de transports collectifs devrait donc être plus net en distinguant la Ville de Paris et ses couronnes. Au niveau national, compte tenu des informations disponibles dans les enquêtes utilisées, des zones plus homogènes quant au degré d'urbanisation peuvent être constituées en fonction de la taille de l'agglomération.

D'autres prolongements de ce travail ont trait à la prise en compte des comportements générant les données et des méthodes d'observation. Ainsi que nous l'avons déjà souligné, les dépenses de consommation résultent de choix en fonction de besoins sous contraintes de revenu, de prix, ... L'absence d'une dépense peut être due à l'insuffisance du revenu ou au fait que l'achat n'est pas fréquent (un bien durable, par exemple). La dépense peut aussi dépendre de l'existence d'autres ou d'un stock d'un autre bien (cas des dépenses d'utilisation des véhicules, par exemple). En outre, il se peut que le bien ou service en question ne figure pas dans l'ensemble des choix de l'individu : c'est, par exemple, le cas du tabac pour un non fumeur ou d'une voiture pour une personne dans l'incapacité de la conduire (pour cause de handicap ou absence de permis) ou qui estime n'en avoir pas besoin. L'accent devra donc être mis sur le traitement des dépenses zéro,

en s'inspirant des techniques de modélisation développées dans l'analyse de la demande (par exemple, PUDNEY, 1989 ; FRY et PASHARDES, 1994). Les consommations de biens durables peuvent aussi être estimées par des flux de services rendus par ces biens.

Plus généralement, il est nécessaire de prendre en compte les déterminants de la demande (revenus, prix, âge, génération, lieu de résidence, ...) pour comprendre les différences et mieux saisir les inégalités. En effet, la concentration (des ressources ou des dépenses) ne suffit pas pour caractériser les inégalités. L'absence de choix ou choix contraint (une sorte de *rationnement*) devrait constituer un indicateur d'une situation inégalitaire. Ainsi, la localisation de ménages modestes en périphérie, pour cause de prix élevés du logement au centre de l'agglomération, induit des dépenses de transport substantielles (Chapitre 4). Ces niveaux de dépense, pas forcément choisis, accroissent les risques de surendettement et peuvent se traduire par des privations sur d'autres biens et services. Il ne sont donc pas forcément un signe d'aisance mais plutôt révélateurs d'une situation défavorable.

Conclusion générale

Conclusion générale

Nous avons examiné les comportements des ménages en matière de transport pour en comprendre les dynamiques et en appréhender les conséquences pour l'évolution future des parcs et de la circulation automobiles, ainsi qu'en termes d'inégalités sociales. Pour cela, nous avons exploité des données issues d'enquêtes auprès des ménages dans plusieurs pays, selon deux lignes directrices : la mise en perspective temporelle et la prise en compte de la dimension spatiale. L'équipement automobile et son usage ont été analysés par une approche longitudinale basée sur le suivi de cohortes. Les dépenses de transport ont été mises en regard de celles du logement pour tenir compte de l'interaction entre stratégies de localisation et comportements de transport. Les efforts budgétaires que les ménages consacrent aux transports et au logement ont fait l'objet d'évaluations répétées en coupe transversale, de même que les inégalités de consommation de ces biens et services.

Les résultats empiriques mettent en lumière l'importance de la diffusion sociale de l'automobile, de la localisation résidentielle (selon le degré d'urbanisation et de densité) et des conditions prévalant sur le marché du logement.

Une synthèse plus détaillée de ces principaux résultats et leur portée, ainsi que des prolongements souhaitables et des pistes de recherche à explorer sont présentés ci-dessous.

1. Principaux résultats

Histoire du développement de la motorisation, niveau de développement économique et densité de population

Il ressort des comparaisons internationales des comportements d'équipement automobile des ménages que trois facteurs principaux expliquent les différences entre pays ou régions : l'histoire du développement de la motorisation, le niveau de développement économique et la densité de population.

L'histoire du développement de la motorisation

Les Etats-Unis, où la diffusion de l'automobile a commencé avant la seconde Guerre Mondiale, sont plus proches de la saturation que les pays de l'Europe occidentale ou le Japon, et *a fortiori* la Pologne où les taux de motorisation continuent de croître rapidement. En effet, les différences entre générations et la sensibilité à l'évolution des facteurs économiques y sont plus faibles.

Ainsi que le montrent les projections à long terme, cette proximité de la saturation devrait se traduire par une plus faible croissance du parc automobile

aux USA comparés aux autres pays considérés. En outre, à la différence des autres pays, cette évolution serait essentiellement due à l'augmentation du nombre des ménages.

Le niveau de développement économique

La Pologne connaît les plus faibles taux de motorisation parmi les pays examinés, mais ces taux continuent à croître et les écarts entre générations ne se stabilisent pas, traduisant un phénomène de rattrapage après la période de transition d'une économie de rationnement à une économie de marché.

L'influence du développement économique est aussi mise en évidence par une comparaison entre deux grandes régions italiennes : les taux d'équipement sont plus faibles au Sud et dans les Iles qu'au Nord et au Centre, et la sensibilité au revenu y est plus forte. Bien que la diffusion de la voiture ait permis de réduire l'écart entre les deux régions en termes de proportion d'équipés, du moins pour les générations les plus récentes, le Sud et les Iles ont encore un retard à combler en niveau d'équipement par ménage. Le rattrapage de ce retard devrait être tributaire de l'évolution des revenus.

La densité de population

Les Pays-Bas et le Japon, où la densité est la plus forte, enregistrent, sur quasiment tout le cycle de vie, des taux de motorisation plus faibles que dans les autres pays industrialisés.

Degré d'urbanisation et densité de population

L'influence de la densité de population sur la motorisation et l'usage de la voiture est plus manifeste en considérant des zones (françaises) homogènes, définies en fonction de la taille du bassin de vie et de la distance au centre de l'agglomération. L'équipement et l'usage automobiles sont plus faibles dans les centres urbains à forte densité qu'en zones périphériques et rurales. L'offre en moyens de transport en commun y est conséquente alors qu'en périphérie et en milieu rural la voiture est souvent le seul moyen de déplacement. En outre, des problèmes de congestion au centre peuvent conduire à un usage restreint de la voiture, soit volontairement, soit du fait de mesures spécifiques. Les différences de comportement apparaissent aussi bien à travers les caractéristiques démographiques (âge et cohorte) qu'à travers l'impact des facteurs économiques.

Par conséquent, la prise en compte de l'évolution future de la périurbanisation et des modifications de la population par zone, tant en niveau que dans sa structure par âge, est nécessaire pour la projection à long terme du parc et de son

usage. Les projections de la circulation automobile à l'horizon 2020 montrent que l'ampleur de l'impact de l'étalement urbain devrait dépendre de la taille de l'aire urbaine (plus forte dans les deux cas extrêmes : la région parisienne et les zones à dominante rurale). Toutefois, le contraste s'avère, en général, moins important qu'entre des scénarios de croissance économique pourtant 'raisonnables' (de 1,9 à 2,6% de croissance annuelle des revenus). Ceci est vraisemblablement dû au fait que les scénarios d'étalement retenus dans cette recherche sont définis, compte tenu de l'information disponible, avec un zonage géographique fixe et ne tiennent donc pas suffisamment compte des changements probables sur longue période de la configuration de l'espace urbain.

D'autre part, les réactions différenciées, en fonction du degré d'urbanisation, des comportements d'équipement et d'usage face aux variations des revenus (élasticités d'autant plus faibles que les ménages résident dans des zones denses) impliquent que la possibilité d'un *découplage* entre croissance économique et croissance des trafics automobiles (souhaitable pour un développement durable) devrait dépendre du futur de l'étalement urbain (MADRE *et al.*, 2002).

Marché du logement, localisation résidentielle et dépenses de transport et de logement

Du fait de différences en termes de disponibilité d'alternatives à la voiture et de congestion, l'équipement automobile et son utilisation sont fortement structurés par le lieu de résidence. D'un autre côté, des motivations liées au transport comme le temps de déplacement (notamment vers le lieu de travail) participent au choix du lieu de résidence. Ce choix peut être le résultat d'un arbitrage entre dépenses de transport et dépenses de logement, mais il peut être aussi contraint au regard des besoins et des ressources financières du ménage.

L'exemple des ménages franciliens met en doute l'effectivité d'un tel arbitrage entre coût du logement et coût du transport, du moins pour ceux aux ressources modestes. En effet, la part budgétaire consacrée au logement reste en moyenne sensiblement la même d'une zone de résidence à l'autre, du fait du contrôle exercé par les bailleurs (location) et les banques (crédits à l'accession), les différences étant plus déterminées par le statut d'occupation du logement (propriété, accession à la propriété, location à loyer modéré ou non). Par contre, plus un ménage habite loin du centre plus il consacre une part importante de son budget au transport (principalement, achat et utilisation d'automobiles). En dépit des baisses des prix des carburants intervenues lors du contre-choc pétrolier au milieu des années 1980 puis entretenues pendant les années 1990 par la diésélisation du parc, le dynamisme de la motorisation chez les ménages modestes résidant en périphérie a fait que la part de leur budget consacrée à l'utilisation de la voiture s'est maintenue dans le temps, alors qu'elle a baissé chez les ménages aisés. Par ailleurs,

à mesure que l'on s'éloigne du centre, la taille du ménage, la surface par personne et la proportion des accédants à la propriété augmentent alors que le revenu par unité de consommation diminue. De plus, la répartition spatiale des ménages modestes a évolué dans le temps dans le sens d'une baisse à Paris contre une hausse en périphérie. Ainsi, les prix immobiliers élevés et l'insuffisance de logements sociaux au centre de l'agglomération poussent les ménages modestes à se localiser en périphérie pour avoir un logement adapté à leur taille, surtout quand ils souhaitent devenir propriétaires.

Implications quant aux procédures d'évaluation de la solvabilité des ménages ...

A la lumière de ces résultats, une première réflexion concerne les principes de précaution adoptés par les bailleurs et les organismes de crédit pour s'assurer de la solvabilité des locataires et des accédants à la propriété, respectivement. Les pratiques actuelles d'évaluation ne prennent en compte que le poids du logement dans le budget du ménage (BARDY, 2001 ; ORFEUIL, 1998). Or, la part budgétaire des transports s'accroît avec l'éloignement du centre de l'aire urbaine. En particulier, la non prise en compte de ces coûts additionnels dans la procédure d'attribution des prêts à l'accession conduit les organismes de crédit à considérer implicitement l'habitat plus abordable en milieu périurbain, où les prix du foncier et de l'immobilier sont moins élevés, qu'au centre. Sans en constituer le facteur principal, ceci participe au mouvement de localisation périphérique des familles les moins nanties, et donc encourage l'étalement urbain (HARE, 1995). Ce faisant, leur capacité de remboursement des emprunts contractés peut s'en trouver fragilisée (surtout en période de forte hausse des prix des carburants), entraînant des risques élevés de surendettement. Que ce soit pour l'accession ou la location, la localisation en zones périphériques mal desservies par les transports en commun met à mal la situation financière des plus modestes avec des dépenses automobiles élevées, notamment en cas de renchérissement des carburants. La procédure d'évaluation gagnerait donc à intégrer le poids des transports dans le budget du ménage, en plus de celui du logement. Les seuils maximaux du taux d'effort pour le logement pourraient varier en fonction de l'accessibilité des zones. A ce propos, signalons que la Direction Régionale de l'Équipement d'Ile-de-France (DREIF) a déjà entamé des efforts de sensibilisation en direction des organismes de crédit.

... et aux politiques de régulation de l'usage de l'automobile

La seconde réflexion a trait aux politiques de régulation de l'usage automobile envisagées en raison des enjeux environnementaux. La localisation dans des zones mal loties en transports publics conduit à adopter un mode de déplacement (la

voiture) qui, d'une part, génère des nuisances pour l'environnement et, d'autre part, fragilise la situation financière des plus modestes.

Les actions visant à modérer l'étalement urbain et la croissance de la circulation automobile qu'il induit devraient procéder d'une approche intégrée des transports et du logement. Outre la nécessité, soulignée plus haut, de prendre en compte les coûts de transport dans l'évaluation de la solvabilité, notamment dans les dispositifs publics d'aide à l'accession (prêt à taux zéro, par exemple), des mesures visant à améliorer les conditions du marché du logement dans les zones les plus accessibles par les transports en commun sont à considérer. Ces mesures peuvent consister en l'adoption de plans d'occupation des sols (POS) moins restrictifs pour stimuler la construction, le ciblage des aides publiques au logement (ORFEUIL, 1998) et la levée d'entraves au développement du parc de logement social, notamment en rendant obligatoire le seuil minimum de 20% du parc locatif dans chaque commune (nombre d'élus de communes riches choisissent d'encourir la sanction financière prévue par la loi, plutôt que de respecter cet objectif et améliorer le degré de mixité sociale). Enfin, les décisions de construction de nouvelles infrastructures de transport doivent être en cohérence avec la démarche d'ensemble en dotant les zones denses de plus de moyens de transport public (ORFEUIL, 1998).

La marge de manœuvre réduite des habitants des zones peu denses quant au choix des modes de déplacement est à prendre en considération. Pour éviter de fragiliser encore plus les ménages périurbains modestes les plus dépendants de la voiture, les mesures de régulation devraient prendre en compte la distinction entre une *mobilité subie*, plutôt liée à la localisation résidentielle, et une *mobilité choisie*, plutôt liée au revenu (GALLEZ, 1999). L'augmentation des coûts d'usage automobile via le relèvement de taxes uniformes ferait peser sur les plus modestes une lourde charge à laquelle ils ne peuvent échapper.

Diffusion de l'automobile, degré d'urbanisation et effets redistributifs des taxes

Le constat du caractère inéquitable d'une régulation par des hausses indifférenciées des coûts d'utilisation de l'automobile est renforcé par l'analyse des inégalités de consommation et leur décomposition par poste de dépense.

La diffusion de l'automobile et son caractère de plus en plus nécessaire font que les taxes sur les carburants sont régressives (i.e., elles affectent les pauvres plus que les riches) alors que celles sur les autres biens et services d'utilisation des véhicules voient leur caractère progressif s'atténuer avec le temps.

La progressivité des taxes sur les transports dans leur globalité est due principalement au caractère progressif des taxes sur les achats d'automobiles (fortement liés au revenu et avec un poids budgétaire plus important que pour les

autres dépenses) et, dans une moindre mesure, de celles sur les transports en commun sur longues distances. Les taxes sur les achats de deux-roues, rares et faibles, sont neutres (i.e., ni progressives ni régressives). Les taxes sur les transports collectifs locaux aussi paraissent neutres au niveau national, mais ce résultat cache une diversité de situations quant à la disponibilité de ces moyens de transport suivant le degré d'urbanisation et de densité de population du lieu de résidence. De fait, ces taxes s'avèrent régressives quand on met le projecteur sur la région parisienne, grande aire urbaine fortement dotée en transports publics. Ce constat souligne la nécessité de tenir compte des différences en termes de choix et de besoins en équipement et usage automobiles suivant la disponibilité d'alternatives à la voiture.

La progressivité du système fiscal peut être améliorée en relevant les taxes sur les achats d'automobiles, de deux-roues et transports en commun sur longues distances, et en diminuant celles sur les biens et services d'utilisation des véhicules, en particulier les carburants.

Naturellement, le cas des transports en commun locaux n'est à considérer qu'au niveau de la région ou de l'aire urbaine. Concernant l'Ile-de-France, les transports publics sont largement subventionnés. A titre d'exemple, les recettes tarifaires de la RATP en 1998 n'ont couvert que moins du quart du coût de son service.¹ Pour limiter les déficits, les tarifs sont relevés chaque année d'un taux supérieur à l'inflation. Dans ce contexte, il semble plus équitable d'allouer une partie des subventions en aides ciblées en fonction des ressources au lieu d'appliquer à tous les usagers les mêmes tarifs, relativement faibles au vu des coûts d'exploitation mais qui peuvent devenir trop élevés pour les plus modestes au rythme actuel des augmentations.

Concilier régulation de l'usage automobile et équité

Les mesures de régulation de l'usage de l'automobile pour en réduire les nuisances pour l'environnement (congestion et pollution) devraient donc être conçues en ayant à l'esprit l'impératif d'équité pour, sinon réduire les inégalités sociales, du moins ne pas les aggraver. Une hausse du prix du carburant pour réduire les émissions de polluants et la congestion serait particulièrement inéquitable.

Des mesures spécifiques à chaque zone peuvent être plus appropriées. Dans le cas d'aires urbaines denses, le péage urbain et les restrictions d'accès sont des exemples de telles mesures (DARGAY, 2002 ; SMALL, 2005). Celles-ci doivent être accompagnées d'une amélioration de l'offre de transport en commun (dessertes plus étoffées, vitesse, ponctualité, confort, ...). D'autre part, comme souligné plus haut, une démarche d'ensemble devrait intégrer des actions sur le marché du logement

¹ DARBERA (2001, p. 39), d'après un rapport du Syndicat des Transports Parisiens.

(stimulation de la construction et promotion du logement social dans les zones les plus accessibles en transports publics) de façon à densifier le tissu urbain et atténuer la tendance à l'étalement.

2. Extensions et pistes de recherche

Modèle Age-Cohorte-Période

Des efforts pour améliorer l'analyse par l'approche démographique peuvent porter sur l'estimation de réactions différenciées des cohortes à l'évolution des variables économiques et d'écarts entre générations différents en fonction de l'étape du cycle de vie. L'introduction d'un retard dans la variable dépendante est aussi à considérer afin de distinguer les effets de court et de long terme et de déterminer le temps nécessaire à une réaction complète à un changement dans un facteur explicatif (DARGAY et GOODWIN, 1994 ; DARGAY et VYTHOULKAS, 1999). Un autre point à explorer est la prise en compte dans l'estimation du caractère intrinsèquement 'incomplet' des données de cohortes définies par la période de naissance. En effet, les cohortes extrêmes (les plus jeunes et les plus âgées) ne sont, par construction, observées que pour un nombre limité de tranches d'âge (resp., les premières et les dernières), les valeurs manquantes n'étant pas dues au hasard.

Enfin, il serait intéressant d'explorer les principaux facteurs sous-jacents aux effets d'âge et de cohorte. Ceux-ci résument l'influence de plusieurs variables qui ne sont pas prises en compte explicitement. Une source d'inspiration peut être la littérature sur les déterminants de l'épargne. Sur données de panel néerlandaises, KAPTEYN *et al.* (2005) montrent que tous les effets de cohorte peuvent être expliqués par la croissance de la productivité dans le cas des revenus et par la croissance de la productivité et la générosité du système de Sécurité Sociale pour ce qui est de la richesse nette.

Des scénarios d'étalement urbain à géographie évolutive

Une limite des scénarios d'étalement urbain envisagés dans les projections de la circulation est qu'ils sont définis sur la base d'une *géographie constante*. En effet, les modifications de la répartition spatiale de la population se traduisent par une simple augmentation ou diminution dans chaque zone géographique fixe. Certes, pour les villes centres cela ne devrait pas produire de distorsions majeures. Toutefois, certaines banlieues et périphéries peuvent connaître une densification du

tissu urbain ou un débordement de l'habitat au-delà des zones délimitées ou, au contraire, se désertifier suite à une perte du pouvoir attractif du pôle urbain auquel elles sont 'rattachées'. Les aires d'influence peuvent s'élargir pour certains pôles urbains, mais aussi se rétrécir pour d'autres. De même, des pôles peuvent 'apparaître' et d'autres 'disparaître'. Pour cerner de façon satisfaisante le phénomène de périurbanisation à long terme, il est nécessaire de prendre en compte au mieux ces modifications probables de l'espace urbain. Il semble donc judicieux d'adopter une *géographie évolutive* (JULIEN, 2000) dans la définition des scénarios.

Au-delà d'une meilleure appréhension de la périurbanisation dans les scénarios d'étalement, une autre voie de recherche devrait porter sur la prise en compte des changements probables dans les comportements, non seulement à mesure qu'une aire urbaine *s'étale* ou *se densifie* mais aussi en réaction aux changements possibles dans l'offre de transport, une période de 20 à 25 ans étant suffisamment longue pour voir de nouvelles infrastructures se mettre en place.

Dépenses de transport et de logement : dépenses d'utilisation et rôle des prix

Outre l'exploration de données plus récentes (enquête *Budget des Familles* de 2001-2002), deux points sont à approfondir dans l'analyse des dépenses de logement et de transport des ménages franciliens : les dépenses d'utilisation des véhicules en fonction du revenu et le rôle des prix.

Les ménages pauvres évitent certaines dépenses d'utilisation comme les péages. Il convient donc d'isoler, dans la comparaison riches/pauvres, les dépenses d'entretien et réparation et de voir dans quelle mesure les ménages pauvres dépendant de la voiture les évitent en assurant eux-mêmes ou grâce à des proches l'entretien et la réparation, sachant le niveau de savoir-faire que cela exige avec la généralisation de l'électronique.

Concernant le rôle des prix, les données disponibles n'ont pas permis d'aller au-delà d'une description d'évolutions (les mêmes pour tous). Il n'a pas été possible de voir dans quelle mesure chaque catégorie de ménages (centraux/périphériques, aisés/modestes) a profité ou non de ces évolutions par une séparation des effets « prix » et « volume » dans l'évolution des parts budgétaires. Un effort devrait porter sur l'estimation de prix différenciés par zone (en particulier, le logement) et, si possible, par niveau de vie (en fonction de ce que consomme chaque catégorie).

Actualisation de l'évaluation des inégalités et des effets redistributifs

L'extension de l'analyse aux données plus récentes (enquête *Budget de Famille* de 2000-2001) est à considérer pour confirmer les tendances mises en évidence : impact de la diffusion sociale de l'automobile sur la contribution à l'inégalité totale

des consommations de biens et services liés à l'usage de la voiture, en particulier les carburants et les autres dépenses d'utilisation des véhicules, et sur les effets redistributifs des taxes.

Effets redistributifs de grandes modifications dans le système fiscal

Les effets redistributifs ont été évalués par une approximation au premier ordre de la variation de l'indice d'inégalité. Les effets ainsi estimés sont, en toute rigueur, valables uniquement pour de petites variations dans les taxes. De grandes modifications, comme l'imposition d'une nouvelle taxe avec un taux relativement élevé ou la suppression d'une taxe existante (ou la diminution substantielle de son taux), peuvent entraîner un changement significatif des prix relatifs. Une extension pour prendre en charge ce cas de figure consistera à utiliser une approximation au second ordre, nécessaire pour tenir compte des effets de substitution (BANKS *et al.*, 1996).

Décomposition de l'indicateur d'inégalité par zone de résidence

Le cas des transports collectifs locaux souligne la nécessité d'une décomposition de l'indicateur d'inégalité par zone de résidence afin de tenir compte des différences de besoins en équipement et usage automobiles selon la disponibilité d'alternatives à la voiture. En effet, l'impact d'une (augmentation de) taxe sur ces services est plutôt neutre au niveau national, mais s'avère régressif quand on restreint l'analyse à la région parisienne. Toutefois, même à l'intérieur de la région, l'accès au réseau de transports publics est différencié suivant le lieu de résidence (voir Chapitre 4). L'effet de l'offre de transports collectifs devrait donc être plus net en distinguant la Ville de Paris et ses couronnes. Au niveau national, compte tenu des informations disponibles dans les enquêtes utilisées, des zones plus homogènes quant au degré d'urbanisation peuvent être constituées en fonction de la taille de l'agglomération.

Prise en compte des déterminants de la demande et des méthodes d'observation dans l'évaluation des inégalités

Les dépenses de consommation résultent de choix en fonction de besoins sous contraintes de revenu, de prix, ... L'absence d'une dépense peut être due à l'insuffisance du revenu, à l'existence d'une alternative gratuite (comme pour le péage routier ou le stationnement payant) ou d'autoconsommations (par ex., entretien et réparation des véhicules), ou encore au fait que l'achat n'est pas fréquent et la période d'observation est trop courte (un bien durable, par exemple). La dépense peut aussi dépendre de l'existence d'autres ou d'un stock d'un autre bien (par ex., les dépenses d'utilisation des véhicules). En outre, il se peut que le

bien ou service en question ne figure pas dans l'ensemble des choix de l'individu : c'est, par exemple, le cas du tabac pour un non fumeur ou d'une voiture pour une personne dans l'incapacité de la conduire (pour cause de handicap ou absence de permis) ou qui estime n'en avoir pas besoin. L'accent devra donc être mis sur le traitement des dépenses zéro, en s'inspirant des techniques de modélisation développées dans l'analyse de la demande (par ex., PUDNEY, 1989 ; FRY et PASHARDES, 1994).

Plus généralement, une voie de recherche consiste en la prise en compte des déterminants de la demande (revenus, prix, âge, génération, lieu de résidence, ...) pour comprendre les différences et mieux saisir les inégalités. En effet, la concentration (des ressources ou des dépenses) ne suffit pas pour caractériser les inégalités. L'absence de choix ou choix contraint (une sorte de *rationnement*) devrait constituer un indicateur d'une situation inégalitaire. Ainsi, la localisation de ménages modestes en périphérie, pour cause de prix élevés du logement au centre de l'agglomération, entraîne des dépenses de transport substantielles (Chapitre 4). Ces niveaux de dépense, pas forcément choisis, accroissent les risques de surendettement et peuvent se traduire par des privations sur d'autres biens et services. Ils ne sont donc pas forcément un signe d'aisance mais plutôt révélateurs d'une situation défavorable.

Références bibliographiques

- ARTHAUT, R. (2005). Le budget transports des ménages depuis 40 ans. La domination de l'automobile s'est accrue, *Insee Première*, 1039, septembre.
- ATKINSON, A. B. (1970). On the measurement of inequality, *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244-263.
- BALTAGI, B. H. (1995). *Econometric analysis of panel data*, John Wiley and Sons, Chichester.
- BALTAGI, B. H. ET D. LEVIN (1992). Cigarette taxation: raising revenues and reducing consumption, *Structural Change and Economics Dynamics*, 3, pp. 321-335.
- BALTAGI, B. H. ET D. LEVIN (1986). Estimating dynamic demand for cigarettes using panel data: the effects of bootlegging, taxation and advertising reconsidered, *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVIII, No. 1, pp. 148-155.
- BANKS, J., R. BLUNDELL ET A. LEWBEL (1996). Tax reform and welfare measurement: do we need demand system estimation?, *Economic Journal*, Vol. 106, No. 438, pp. 1227-1241.
- BARDY, J.-P. (2001). *La prise en compte des dépenses de transports dans les projets d'accession : l'approche des organismes financiers*, rapport de l'Association Départementale d'Information sur le Logement de Paris (ADIL 75) pour la Direction Régionale de l'Équipement d'Ile-de-France (DREIF), sept., 130 p.
- BARNETT, V. (1991). *Sample survey principles and methods*, Edward Arnold, Londres.
- BECK, N. (2001). Time-series-cross-section data, *Statistica Neerlandica*, Vol. 55, No. 2, pp. 111-133.
- BEN-PORATH, Y. (1973). Labor force participation rates and the supply of labor, *Journal of Political Economy*, 81, pp. 697-704.
- BERRI, A. (2001). *Étalement urbain et croissance de la circulation automobile : projections aux horizons 2010 et 2020*, Rapport NETR pour le Ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement – Service Économique et Statistique, Paris.
- BERRI, A., ET J.-L. MADRE (2001). Analyse de la motorisation des ménages dans différents pays : une approche démographique, in M. ARON, F. BOILLOT ET J.-P. LEBACQUE (éds.), *Modélisation du trafic*, Les Collections de l'INRETS, Actes No. 78, pp. 151-171.

- BERRI, A., ET J.-L. MADRE (2000). Long term projections of car fleets in 5 EC countries, Japan and USA: a demographic approach, contribution au rapport D5 de SCENES : *External Scenarios Development*,
- BESSY-PIETRI, P. (2000). Recensement de la population 1999. Les formes de la croissance urbaine, *Insee Première*, 701, mars.
- BESSY-PIETRI, P., M. HILAL ET B. SCHMITT (2000). Recensement de la population 1999. Evolutions contrastées du rural, *Insee Première*, 726, juillet.
- BOLGER, H. (2003). *Distributional justice: theory and measurement*, Routledge, Londres.
- BONUS, H. (1973). Quasi-Engel curves, diffusion, and the ownership of major consumer durables, *Journal of Political Economy*, pp. 655-677.
- BROOKS, R. J., A. P. DAWID, J. I. GALBRAITH, R. F. GALBRAITH, M. STONE ET A. F. M. SMITH (1978). A note on forecasting car ownership, *Journal of the Royal Statistical Society*, série A, Vol. 141, Part 1, pp. 64-68.
- BROWNING, M., A. DEATON ET M. IRISH (1985). A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle, *Econometrica*, Vol. 53, No. 3, pp. 503-543.
- BUSSIÈRE, Y. (1989). L'automobile et l'expansion des banlieues : le cas de Montréal, 1901-2001, *Urban History Review/Revue d'Histoire Urbaine*, No. 2 (Oct.), pp. 159-165.
- BUSSIÈRE, Y., J.-L. MADRE, J. ARMOOGUM, C. GALLEZ ET C. GIRARD (1994). Longitudinal approach to motorization: long term dynamics in three urban regions, article présenté à la conférence de l'International Association of Travel Behavior Research (IATBR), Valle Nevado, Mexique.
- CCFA (2004). *L'industrie automobile française*, Comité des Constructeurs Français d'Automobiles (CCFA), Paris.
- CCFA (2000). *Les dépenses de motorisation en France*, CCFA, Paris.
- CCFA (1998a). *Les dépenses de motorisation en France – 1997*, CCFA, Paris.
- CCFA (1998b). *L'industrie automobile française*, CCFA, Paris.
- CCFA (1997). *L'industrie automobile française*, CCFA, Paris.
- CCFA (1995). *L'industrie automobile en France*, CCFA, Paris.
- CCFA (1994). *L'industrie automobile en France*, CCFA, Paris.
- CERRI, V. (2003). *Mobilité résidentielle et comportement automobile. Les déménagements de 1995 à 2000 observés à la loupe*, Mémoire de Maîtrise, Université de Paris IX.
- CHAVOUET, J.-M. ET J.-C. FANOUILLET (2000). Forte extension des villes entre 1990 et 1999, *Insee Première*, 707, avril.
- CLARK, M. ET M. DIX (1983). Stage in life cycle – a classificatory variable with dynamic properties, in S. CARPENTER ET P. JONES (éds.) : *Recent advances in travel demand analysis*, Gower, Aldershot.

- COCHRANE, W. G. (1977, 3^{ème} éd.). *Sampling techniques*, Wiley, New York.
- DALTON, H. (1920). The measurement of inequality of incomes, *Economic Journal*, Vol. 30, No. 9, pp. 348-461.
- DARBERA, R. (2001). Effets redistributifs et allocatifs d'une modification de la TIPP sur les carburants automobiles, *Recherche Transports Sécurité*, No. 72, pp. 37-55.
- DARD, E. (2003). *Etude du comportement automobile des ménages durant la période 1999-2001 suite à la hausse des prix du carburant*, Mémoire de Maîtrise, Université de Paris IX.
- DARGAY, J. M. (2002). Determinants of car ownership in rural and urban areas: a pseudo-panel analysis, *Transportation Research*, Part E, Vol. 38, No. 5, pp. 351-366.
- DARGAY, J. M. (2000). The effect of income on car ownership: evidence of asymmetry, *Transportation Research*, Part A, Vol. 35, No. 9, pp. 807-821.
- DARGAY, J. M. ET D. GATELY (1997). The demand for transportation fuels: imperfect price-reversibility? *Transportation Research*, Part B, Vol. 31, No. 1, pp. 71-82.
- DARGAY, J. M. ET P. B. GOODWIN (1994). Transport evaluation in a disequilibrium word: some problems of dynamics, article présenté à la 11ème Annual Conference on Transport Research, 12-13 janvier, Linköping, Suède.
- DARGAY, J. M. ET M. HANLY (2003). A panel data exploration of travel to work, Actes de l'European Transport Conference (ETC), 8-10 octobre, Strasbourg.
- DARGAY J., M. HANLY, L. HIVERT, J.-L. MADRE ET B. CHLOND (2003). Demotorisation seen through panel surveys : A Comparison of France, Britain and Germany, article présenté à la 10ème International Conference on Travel Behavior Research, 10-15 août, Lucerne (Suisse).
- DARGAY, J. M., J.-L. MADRE ET A. BERRI (2000). Car ownership dynamics seen through the follow-up of cohorts: a comparison of France and the UK, *Transportation Research Record*, 1733, pp. 31-38.
- DARGAY, J. M. ET P. C. VYTHOULKAS (1999). Estimation of a dynamic car ownership model. A pseudo-panel approach, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 33, Part 3, pp. 287-302.
- DAVIES, R. B. (1994). From cross-sectional to longitudinal analysis, in A. DALE ET R. B. DAVIES (éds.), *Analyzing social and political change. A casebook of methods*, Sage Publications, Londres, Chap. 2, pp. 20-40.
- DAVIES, R. B. (1987). The limitations of cross sectional analysis, in CROUCHLEY, R. (éd.), *Longitudinal data analysis*, Avebury, Adelshot, Chap. 1, pp. 1-15.
- DAVIES, R. B. ET A. DALE (1994). Introduction, in A. DALE ET R. B. DAVIES (éds.), *Analyzing social and political change. A casebook of methods*, Sage Publications, Londres, pp. 1-19.

- DAVIES, R. B. ET A. R. PICKLES (1985). Longitudinal versus cross-sectional methods for behavioural research: a first-round knockout, *Environment and Planning, A*, Vol. 17, pp. 1315-1329.
- DEATON, A. (1997). *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*, The World Bank, Washington, D.C./The Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- DEATON, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections, *Journal of Econometrics*, Vol. 30, No. 1-2, pp. 109-126.
- DEATON, A. ET J. MUELLBAUER (1980). An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, pp. 312-326.
- DESABIE, J. (1966). *Théorie et pratique des sondages*, Dunod, Paris.
- DEUTSCH, J. ET J. SILBER (1999). Inequality decomposition by population subgroups and the analysis of interdistributional inequality, in SILBER, J. (éd.), *Handbook on income inequality measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston, Chap. 13, pp. 363-403.
- DIGGLE, P. J., P. HEAGERTY, K.-Y. LIANG ET S. ZEGER (2002, 2^{ème} éd.). *Analysis of longitudinal data*, Oxford University Press, Oxford.
- DORMONT, B. (1989). *Introduction à l'économétrie des données de panel. Théorie et applications à des échantillons d'entreprises*, Editions du CNRS, Paris.
- DRAPER, N. ET H. SMITH (1981, 2^{ème} éd.). *Applied regression analysis*, Wiley, New York.
- DUNCAN, O. D. ET B. DAVIS (1953). An alternative to ecological correlation, *American Sociological Review*, 18, pp. 665-666.
- DURBIN, J. (1954). Errors in variables, *Revue de l'Institut International de Statistique*, No. 1, pp. 23-32.
- EFRON, B. ET G. GONG (1983). A leisurely look at the bootstrap, the jackknife, and cross-validation, *The American Statistician*, Vol. 37, No. 1, pp. 36-48.
- ENEAU, D. ET M. MOUTARDIER (1992). *Radioscopie du budget des ménages*, tome 1, INSEE-Résultats No. 45, série Consommation - Modes de Vie.
- FELTEAU, C., P. LEFEBVRE, P. MERRIGAN ET L. BROUILLETTE (1997). Conjugalité et fécondité des femmes canadiennes : un modèle dynamique estimé à l'aide d'une série de coupes transversales, in C. GOURRIEROUX ET C. MONTMARQUETTE (éds.), *Econométrie appliquée*, Economica, Paris, pp. 233-263.
- FHWA (2000). *Highway Statistics Summary to 1995*, Washington. Disponible sur le site : <http://www.fhwa.dot.gov/ohim/summary95/index.html>.
- FRY, V., ET P. PASHARDES (1994). Abstention and aggregation in consumer demand: zero tobacco expenditures, *Oxford Economic Papers*, Vol. 46, No. 3, pp. 502-518.

- FULLER, W. A. ET G. E. BATTESE (1973). Transformations for linear models with nested error structure, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 68, pp. 626-652.
- GALLEZ, C. (1999). Coût des transports, localisation de l'habitat et enjeux sociaux, in *Vers une plus grande vérité des coûts d'usage de l'automobile en ville*, actes des Entretiens de Ségur du 23 Septembre 1999, Ministère de l'Aménagement du Territoire et de l'Environnement, Paris, pp. 10-15.
- GALLEZ, C. (1995). Une nouvelle perspective pour la projection à long terme des comportements d'équipement et de motorisation, *Recherche Transports Sécurité*, 48, pp. 3-14.
- GALLEZ, C. (1994a). Identifying the long term dynamics of car ownership: a demographic approach, *Transport Reviews*, Vol. 14, No 1, pp. 83-102.
- GALLEZ, C. (1994b). *Modèles de projection à long terme de la structure du parc et du marché de l'automobile*, thèse de doctorat, Université de Paris 1.
- GARDES, F. (2003). Changements sociaux et évolution de la consommation : une approche Riemannienne de la consommation des ménages, *Lettre du CREST*, No. 51, octobre.
- GARDES, F. (1999). L'apport de l'économétrie des panels et des pseudo-panels à l'analyse de la consommation, *Economie et Statistique*, 4/5, No. 324-325, pp. 157-162.
- GARDES, F., G. J. DUNCAN, P. GAUBERT ET C. STARZEC (2002). A comparison of consumption models estimated on American and Polish panel and pseudo-panel data, Document de Travail du CREST, 2002-02.
- GARDES, F., S. LANGLOIS ET D. RICHAUDEAU (1996). Cross-section versus time-series income elasticities of Canadian consumption, *Economics Letters*, 51(2), pp. 169-175.
- GARNER, T. I. (1993). Consumer expenditures and inequality: an analysis based on decomposition of the Gini coefficient, *Review of Economics and Statistics*, vol. LXXV, No. 1, pp. 134-138.
- GINI, C. (1912). *Variabilità e mutabilità*, Bologne.
- GOODWIN, P. B. (1997). Have panel surveys told us anything new? in GOLOB, T. M., R. KITAMURA ET L. LONG (éds.), *Panels for transportation planning. Methods and applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Chap. 3, pp. 79-96.
- GOODWIN, P. B., M. C. DIX ET A. D. LAYZELL (1987). The case for heterodoxy in longitudinal analysis, *Transportation Research*, vol. 21A, No 4/5, pp. 363-376.
- GREENWOOD, D. T. (1983). Analyzing the effects of age and household size on the distribution of household wealth in the U.S. using income tax microdata, *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association.

- HANLY, M. ET J. M. DARGAY (2000). Car ownership in Great Britain : panel data analysis, *Transportation Research Record*, 1718, pp. 83-89.
- HANSEN, S. ET J. O. HUFF (1988). Systematic variability in repetitious travel, *Transportation*, 15, pp. 111-135.
- HARE, P. H. (1995). *Clunker mortgages and transportation redlining : how the mortgage banking industry unknowingly drains cities and spreads sprawl*, Patrick H. Hare Planning and Design (Washington, DC), 21 p. Disponible en ligne à l'adresse : www.vtpi.org/clunker.pdf.
- HECKMAN, J. J. ET B. SINGER (1984). A method for minimising the impact of distributional assumptions on econometric models of duration, *Econometrica*, 52, pp. 271-320.
- HIVERT, L. (2001). *Le parc automobile des ménages. Etude en fin d'année 1999 à partir de la source « Parc Auto » SOFRES*, Rapport sur convention ADEME-INRETS.
- HIVERT, L. (1999). Dieselisation and the 'new dieselists' behaviour: recent developments in the French car fleet, présenté à la Conférence Européenne de l'Énergie « *Technological progress and the energy challenges* », 30 sept. – 1^{er} oct., Paris.
- HSIAO, C. (1986). *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- INSEE (1997a). *Enquête Budget des Familles 1995. Vol. 1 : Base sur dépenses*, Division Conditions de Vie des Ménages, INSEE, Paris.
- INSEE (1997b). *Enquête Budget des Familles 1995. Vol. 2 : Base sur les revenus et base « SOCIO »*, Division Conditions de Vie des Ménages, INSEE, Paris.
- ISTAT (2002). *Italy in figures*, ISTAT, Rome.
- ISTAT (2001). *Italy in figures*, ISTAT, Rome.
- JOHNSON, L. ET D. HENSHER (1982). Application of multinomial probit to a two-period panel data set, *Transportation Research*, Part A, No. 16, pp. 457-464.
- JOHNSTON, J. ET J. DiNARDO (1997, 4ème éd.). *Econometric methods*, McGraw-Hill International Editions, Singapour.
- JULIEN, P. (2000). Mesurer un univers urbain en expansion, *Economie et Statistique*, 36, pp. 3-33.
- KALDOR, N. (1985). *Economics without equilibrium*, University College Cardiff Press, Cardiff.
- KAPTEYN, A., R. ALESSIE ET A. LUSARDI (2005). Explaining the wealth holdings of different cohorts: productivity growth and Social Security, *European Economic Review*, 49, pp. 1361-1391.
- KESSLER, D. ET A. MASSON (éds.) (1985). *Cycles de vie et générations*, Economica, Paris.

- KITAMURA, R. (1990). Panel analysis in transportation planning: an overview, *Transportation Research*, Vol. 24A, No. 6, pp. 401-415.
- LERMAN, R. I. (1999). How do income sources affect income inequality?, in SILBER, J. (éd.), *Handbook on income inequality measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston, Chap. 12, pp. 341-362.
- LERMAN, R. I. ET S. YITZHAKI (1994). Effect of marginal changes in income sources on U.S. income inequality, *Public Finance Quarterly*, Vol. 22, No. 4, pp. 403-417.
- LERMAN, R. I. ET S. YITZHAKI (1989). Improving the accuracy of estimates of Gini coefficients, *Journal of Econometrics*, 42, pp. 43-47.
- LERMAN, R. I. ET S. YITZHAKI (1985). Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States, *Review of Economics and Statistics*, vol. LXVII, No. 1, pp. 151-56.
- LERMAN, R. I. ET S. YITZHAKI (1984). A note on the calculation and interpretation of the Gini index, *Economics Letters*, 15, pp. 363-68.
- LORENZ, M. O. (1905). Methods of measuring the concentration of wealth, *Journal of the American Statistical Association*, No. 70, pp. 209-219.
- LOUVOT, C. (1999). La dispersion des loyers, *Notes de Synthèse du SES*, mars-avril, pp. 43-50.
- LYDALL, H. (1955). The life cycle in income, saving, and asset ownership, *Econometrica*, Vol. 23, No. 2, pp. 131-150.
- MADDALA, G. S. (1997, 3ème éd.). *Introduction to econometrics*, Wiley, Chichester.
- MADRE, J.-L. (1992). Les effets redistributifs du péage urbain, in RAUX, C. ET M. LEE-GOSSELIN (éds.), *La mobilité urbaine : de la paralysie au péage ?* (Actes du colloque « La régulation des déplacements urbains par leurs prix », 4èmes Entretiens Jacques Cartier, 4-6 Décembre 1991, Lyon), pp. 243-253.
- MADRE, J.-L. (1990). Long-term forecasting of car ownership and car use, in P. JONES (éd.), *Developments in dynamic and activity-based approaches*, Avebury, Adelshot, pp. 406-416.
- MADRE, J.-L. (1987). *Intervention publique et transports de voyageurs*, éditions Paradigme, Caen.
- MADRE, J.-L., A. BERRI ET F. PAPON (2002). Can a decoupling of traffic and economic growth be envisaged? In: Black, W. R., Nijkamp, P., (éds.), *Social change and sustainable transport*, Indiana University Press, Bloomington, IN.
- MADRE, J.-L. ET J. MAFFRE (1997). La mobilité des résidents français. Panorama général et évolution, *Recherche Transports Sécurité*, 56, pp. 9-26.
- MAIN, B. G. M. (1985). Earnings, expected earnings, and unemployment among school leavers, Discussion paper No. 2, Department of Economics, University of Edinburgh.

- MATYAS, L. ET P. SEVESTRE éd.s. (1996, 2^{ème} éd.), *The econometrics of panel data. Handbook of theory and applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- MAZODIER, P. (1971). L'estimation des modèles à erreurs composées, *Annales de l'INSEE*, No. 7, pp. 43-72.
- MCCANN, B. ET AL. (2000). *Driven to spend: the impact of sprawl on household transportation expenses*, rapport conjoint du Surface Transportation Policy Project (Washington, DC) et du Center for Neighborhood Technology (Chicago, IL), 44 p. Disponible en ligne sur le site : www.transact.org.
- METL-SES (1998). La demande de transport : perspectives d'évolution à l'horizon 2020, Ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement, Service Economique et Statistique, Paris.
- MOFFITT, R. (1993). Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross sections, *Journal of Econometrics*, Vol. 59, pp. 99-123.
- MOFFITT, R. (1990). The effects of the U.S. welfare system on marital status, *Journal of Public Economics*, 41, pp. 101-124.
- MUKHERJEE, C., HO. WHITE ET M. WUYTS (1998). *Econometrics and data analysis for developing countries*, Routledge, Londres.
- MUNDLAK, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data, *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 69-85.
- NELSON, J. A. (1994). *Consumer Expenditure surveys, 1980-1989: Interview surveys, for household-level analysis* (computer file). Washington, DC : United States Department of Labor, Bureau of Labor Statistics (producer), 1992. Ann Arbor, MI : Inter-university Consortium for Political and Social Research (distributor), 1994.
- NERLOVE, M. (2000). An essay on the history of panel data econometrics, University of Maryland, Department of Agricultural and Resource Economics, 65 p. (accès en ligne : <http://www.arec.umd.edu/mnerlove/images/history.pdf>).
- NERLOVE, M. (1971). Further evidence on the estimation of dynamic economic relations from a time-series of cross-sections, *Econometrica*, Vol. 39, No. 2, pp. 359-382.
- NERLOVE, M. ET P. BALESTRA (1996). Formulation and estimation of econometric models for panel data, in L. MÁTYÁS ET P. SEVESTRE (éd.s.), *The econometrics of panel data. Handbook of theory and applications* (2ème édition), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 3-22.
- OLKIN, I. ET S. YITZHAKI (1992). Gini regression analysis, *International Statistical Review*, Vol. 60, No. 2, pp. 185-196.
- ORFEUIL, J.-P. (1998). Mobilité urbaine et politique du logement : des choix contraints par des mécanismes à revoir pour un développement plus durable, *La Jaune et la Rouge*, Avril, pp. 25-29.

- PELZER, B., R. EISINGA ET P. H. FRANCES (2002). Inferring transition probabilities from repeated cross sections, *Political Analysis*, Vol. 10, No. 2, pp. 113-133.
- PELZER, B., R. EISINGA ET P. H. FRANCES (2001). Estimating transition probabilities from a time series of independent cross sections, *Statistica Neerlandica*, Vol. 55, No. 2, pp. 249-262.
- PENDYALA, R. M., L. P. KOSTYNIUK ET K. G. GOULIAS (1995). A repeated cross-sectional evaluation of car ownership, *Transportation*, 22, pp. 165-184.
- PERACCHI, F. (2001). *Econometrics*, Wiley, Chichester.
- POLACCHINI, A. ET J.-P. ORFEUIL (1999). Les dépenses des ménages franciliens pour le logement et les transports, *Recherche Transports Sécurité*, No. 63, pp. 31-46.
- POLACCHINI, A. ET J.-P. ORFEUIL (1998). *Dépenses pour le logement et pour les transports en Ile-de-France*, Rapport de convention DREIF-INRETS.
- PUDNEY, S. (1989). *Modelling individual choice: the econometrics of corners, kinks and holes*, Basil Blackwell, Oxford.
- RAIMOND, T. ET D. A. HENSHER (1997). A review of empirical studies and applications, in T. M. GOLOB, R. KITAMURA ET L. LONG (éds.), *Panels for transportation planning. Methods and applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 15-72.
- RAWLS, J. (1971). *A theory of justice*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- RIDDER, G. ET R. MOFFITT (2003). The econometrics of data combination, chapitre pour le *Handbook of Econometrics*, 154 p. (disponible en ligne à la page : http://athens.src.uchicago.edu/jenni/handbookv6/riddermoffitt_7nov03.pdf).
- ROUSSEAU, E. (2001). *La démotorisation. Comment se sépare-t-on de sa voiture ?*, Mémoire de DEA, Université de Paris XII et Ecole Nationale des Ponts et Chaussées.
- RUUD, P. A. (2000). *An introduction to classical econometric theory*, Oxford University Press, New York.
- RYDER, N. B. (1965). The cohort as a concept in the study of social change, *American Sociological Review*, Vol. 30, pp. 843-861, reproduit in W. M. MASON ET S. E. FIENBERG (éds.) (1985), *Cohort analysis in social research. Beyond the identification problem*, Springer-Verlag, New York, pp. 9-44.
- SCHECHTMAN, E. ET S. YITZHAKI (1987). A measure of association based on Gini's mean difference, *Communications in Statistics – Theory and Methods*, Vol. 16, No. 1, pp. 207-231.
- SEARLE, S. R. (1971). *Linear models*, Wiley, New York.
- SEN, A. (1999). Foreword, in SILBER, J. (éd.), *Handbook on income inequality measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston, pp. xvii-xxvi.

- SEN, A. (1997). *On economic inequality*, Clarendon Press, Oxford [Nouvelle édition de celle de 1973, Oxford University Press, augmentée d'une annexe par J. FOSTER et A. SEN : « *On economic inequality after a quarter century* »].
- SEVESTRE, P. (2002). *Econométrie des données de panel*, Dunod, Paris.
- SHALIT, H. (1985). Calculating the Gini index of inequality for individual data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47(2), 185-189.
- SHORROCKS, A. F. (1982). Inequality decomposition by factor components, *Econometrica*, vol. 50, No. 1, pp. 193-211.
- SHORROCKS, A. F. (1975). The age-wealth relationship: a cross-section and cohort analysis, *Review of Economics and Statistics*, Vol. LVII, No. 2, pp. 155-163.
- SIGELMAN, L. (1991). Turning cross sections into a panel: a simple procedure for ecological inference, *Social Science Research*, 20, pp. 150-170.
- SLESNICK, D. T. (2001). *Consumption and social welfare. Living standards and their distribution in the United States*, Cambridge University Press, Cambridge.
- SMALL, K. A. (2005). Unnoticed lessons from London: road pricing and public transit, *Access*, No. 26, pp. 10-15.
- SMMT (1998). *Motor Industry of Great Britain - 1998*, Londres.
- STARK, O., J. E. TAYLOR ET S. YITZHAKI (1986). Remittances and inequality, *Economic Journal*, Vol. 96, No. 383, pp. 722-740.
- TANNER, J. C. (1978). Long-term forecasting of vehicle ownership and road traffic (avec discussion), *Journal of the Royal Statistical Society*, série A, Vol. 141, Part 1, pp. 14-63.
- THEIL, H. (1967). *Economics and information theory*, North-Holland, Amsterdam.
- TÖRNQVIST, L., P. VARTIA ET Y. O. VARTIA (1985). How should relative changes be measured? *The American Statistician*, 39(1), pp. 43-46.
- VERBEEK, M. (1996). Pseudo panel data, in L. MÁTYÁS ET P. SEVESTRE (éds.), *The econometrics of panel data. Handbook of theory and applications* (2ème édition), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 280-292.
- VERBEEK, M. ET TH. NIJMAN (1992). Can cohort data be treated as genuine panel data? *Empirical Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 9-23.
- YAMAMOTO, T., J.-L. MADRE ET R. KITAMURA (2004). An analysis of the effects of French vehicle inspection program and grant for scrappage on household vehicle transaction, *Transportation Research*, Part B, Vol. 38, No. 10, pp. 905-926.
- YITZHAKI, S. (1998). More than a dozen alternative ways of spelling Gini, *Research on Economic Inequality*, Vol. 8, pp. 13-30.
- YITZHAKI, S. (1997). The effect of marginal changes in prices on income inequality in Romania, *Research on Economic Inequality*, Vol. 7, pp. 241-258.

-
- YITZHAKI, S. (1996). On using linear regressions in welfare economics, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 14, No. 4, pp. 478-486.
- YITZHAKI, S. (1994a). Economic distance and overlapping of distributions, *Journal of Econometrics*, 61, pp. 147-159.
- YITZHAKI, S. (1994b). On the progressivity of commodity taxation, in EICHHORN, W. (éd.), *Models and measurement of welfare and inequality*, Springer-Verlag, Heidelberg, pp. 448-465.
- YITZHAKI, S. (1991). Calculating jackknife variance estimators for parameters of the Gini method, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, No. 2, pp. 235-239.
- YITZHAKI, S. (1983). On an extension of the Gini index of inequality, *International Economic Review*, Vol. 24, No. 3, pp. 617-628.
- ZIGHERA, J. A. (1982). Métiers et générations, *Economie et Statistique*, No. 146, pp. 19-27.
- ZUMKELLER, D., J.-L. MADRE, B. CHLOND ET J. ARMOOGUM (2004). Panel surveys, papier introductif à l'atelier 8 de l'International Conference on Travel Survey Methods, 1-6 août, Costa Rica.

Table des matières

Remerciements	7
Sommaire	9
Introduction générale	11
PREMIERE PARTIE	
<i>Equipement et usage automobiles des ménages : une approche démographique</i>	19
<i>Chapitre 1. Pour une approche longitudinale : panels et pseudo-panels</i>	21
1.1. Introduction.....	23
1.2. Limites des analyses en coupe transversale.....	24
1.2.1. Effets d'âge et de cohorte	25
1.2.2. Ambiguïtés dans la causalité	26
1.2.3. Omission de variables explicatives.....	27
1.2.4. Dynamique au niveau individuel	28
1.3. Les panels	30
1.3.1. Exemples d'enquêtes panel	30
1.3.1.1. Des panels « socio-économiques »... ..	30
1.3.1.2. ... et d'autres spécifiques aux transports.....	31
1.3.2. Avantages et inconvénients des données de panel	32
1.3.2.1. Avantages des données de panels.....	32
1.3.2.2. ... et aussi quelques inconvénients	35
1.3.3. Spécifications alternatives pour tenir compte de l'hétérogénéité.....	37
1.3.3.1. Le modèle à effets fixes	37
1.3.3.2. Le modèle à erreurs composées.....	38
1.3.3.3. Effets fixes ou effets aléatoires ?.....	40
1.4. Les pseudo-panels	41
1.4.1. L'approche de Deaton.....	43
1.4.2. L'approche de Moffitt.....	46

<i>Chapitre 2. La motorisation des ménages : une comparaison internationale</i>	49
2.1. Introduction	51
2.2. Une approche démographique	53
2.2.1. Pourquoi une approche démographique à la motorisation ?	53
2.2.2. Trois dimensions liées du temps	55
2.2.3. Le modèle Age-Cohorte-Période	56
2.3. Une comparaison internationale	59
2.3.1. Profils de motorisation	59
2.3.2. Analyse comparative des comportements d'équipement	61
2.3.2.1. Le nombre de voitures par ménage	65
2.3.2.2. La proportion de ménages motorisés	68
2.3.3. Une comparaison entre régions italiennes	71
2.4. Projections à long terme des parcs automobiles	75
2.4.1. La projection à long terme par l'approche démographique	75
2.4.2. Les projections de parcs	77
2.5. Conclusions	84
<i>Chapitre 3. Equipement et usage automobiles et localisation résidentielle</i>	85
3.1. Introduction	87
3.2. Equipement automobile et localisation résidentielle	89
3.2.1. Définition des zones	89
3.2.2. Analyse comparative de la motorisation par zone	89
3.2.2.1. Effets d'âge et de cohorte	90
3.2.2.2. Effets du revenu et des prix	91
3.3. Usage automobile et localisation résidentielle	92
3.3.1. Définition des zones	92
3.3.2. Analyse comparative de la circulation par zone	93
3.3.2.1. Effets d'âge	93
3.3.2.2. Effets de cohorte	95
3.3.2.3. Effets du revenu et des prix	97
3.4. Etalement urbain et croissance de la circulation automobile	98
3.4.1. Tendances récentes à l'étalement urbain	98

3.4.2. Trois scénarios d'étalement urbain	99
3.4.3. Projections de la circulation automobile des ménages	99
3.4.3.1. Projections selon trois scénarios d'étalement urbain	100
3.4.3.2. Projections selon six d'évolution des variables économiques.....	107
3.5. Synthèse et conclusions.....	110
 DEUXIEME PARTIE	
<i>Les dépenses des ménages pour les transports et le logement : disparités spatiales, inégalités et effets redistributifs des taxes ..</i>	
<i>Chapitre 4. Localisation résidentielle et dépenses de transport et de logement : l'exemple des ménages franciliens</i>	115
4.1. Introduction.....	117
4.2. Evolution des prix, des caractéristiques socio-économiques des ménages et de leurs conditions de logement	120
4.2.1. Un système de prix en évolution	120
4.2.2. Caractéristiques socio-économiques et conditions de logement	122
4.3. Evolution des dépenses de transport et de logement	127
4.3.1. Les dépenses pour le logement.....	127
4.3.2. Les dépenses pour les transports.....	133
4.3.3. Les dépenses pour l'ensemble « logement – transports »	140
4.3.4. Un découpage « Est/Ouest » est-il plus discriminant ?.....	141
4.4. Synthèse et conclusions.....	146
 <i>Chapitre 5. Inégalités et effets redistributifs des taxes sur les transports et le logement</i>	
5.1. Introduction.....	151
5.2. L'indicateur d'inégalité de Gini et sa décomposition par composante.....	153
5.2.1. L'indice de concentration de Gini.....	153
5.2.1.1. La courbe de Lorenz.....	153
5.2.1.2. L'indice de concentration de Gini.....	154

5.2.2. Décomposition du coefficient de Gini par composante et effets redistributifs de variations marginales dans les composantes.....	157
5.2.2.1. Une formulation pratique du coefficient de Gini	157
5.2.2.2. Décomposition du coefficient de Gini par composante	158
5.2.2.3. Effets redistributifs de variations marginales dans les composantes	162
5.3. Les dépenses de transport et de logement dans le budget des ménages	166
5.3.1. Evolution des parts budgétaires au niveau national	167
5.3.2. Evolution des parts budgétaires au niveau francilien.....	170
5.4. Evolution des inégalités et des effets redistributifs.....	172
5.4.1. Inégalités et effets redistributifs au niveau national.....	174
5.4.1.1. Les inégalités par poste de dépense et leur contribution à l'inégalité totale	174
5.4.1.2. Les effets redistributifs des taxes par poste de dépense	176
5.4.1.3. Sensibilité au revenu selon la valeur du paramètre du Gini généralisé (ν).....	178
5.4.2. Inégalités et effets redistributifs au niveau francilien.....	180
5.4.2.1. Les inégalités par poste de dépense et leur contribution à l'inégalité totale	180
5.4.2.2. Les effets redistributifs des taxes par poste de dépense	182
5.4.2.3. Sensibilité au revenu selon la valeur du paramètre du Gini généralisé (ν).....	184
5.5. Synthèse et conclusions.....	185
Conclusion générale	189
Références bibliographiques.....	201
Table des matières	213
Liste des encadrés	217
Liste des figures	217
Liste des tableaux	218
Annexes	223
A1. Les sources des données d'enquête utilisées.....	225
A2. Tableaux relatifs au Chapitre 4	235
A3. Intervalle de confiance d'un ratio.....	245
A4. Estimation du Gini sur données individuelles avec prise en compte de pondérations.....	246
A5. Tableaux relatifs au Chapitre 5	249

Liste des encadrés

Encadré 1. <i>Des différences logarithmiques pour mesurer les variations relatives...</i>	80
Encadré 2. <i>Le coefficient de corrélation de Gini.....</i>	161

Liste des figures

Chapitre 1

Figure 1. <i>Profils par cohorte et en coupe vus au temps t</i>	26
---	----

Chapitre 2

Figure 1. <i>Evolution de la motorisation individuelle en France, par génération de naissance.....</i>	54
Figure 2. <i>Nombre de voitures par ménage – USA (1980, 84 et 89).....</i>	60
Figure 3. <i>Nombre de voitures par ménage – Pays-Bas (1985, 90 et 95)</i>	60
Figure 4. <i>Nombre de voitures par ménage – Japon (1979, 84, 89 et 94).....</i>	61
Figure 5. <i>Nombre de voitures par ménage – Pologne (1987, 92 et 97).....</i>	61
Figure 6. <i>Proportion de ménages équipés – Pologne (1987).....</i>	63
Figure 7. <i>Proportion de ménages équipés – Pologne (1996).....</i>	63
Figure 8. <i>Nombre de voitures par ménage au cours du cycle de vie : génération 1936-40.....</i>	66
Figure 9. <i>Ecart de génération : nombre de voitures par ménage à 35-39 ans.....</i>	67
Figure 10. <i>Ménages motorisés au cours du cycle de vie : génération 1936-40.....</i>	69
Figure 11. <i>Ecart de génération : ménages motorisés à 35-39 ans.....</i>	69
Figure 12. <i>Ménages motorisés au cours du cycle de vie : génération 1936-40 Régions italiennes.....</i>	71
Figure 13. <i>Ecart de génération : ménages motorisés à 35-39 ans Régions italiennes.....</i>	72
Figure 14. <i>Nombre de voitures par ménage au cours du cycle de vie : génération 1936-40 – Régions italiennes.....</i>	73
Figure 15. <i>Ecart de génération : nombre de voitures par ménage à 35-39 ans Régions italiennes.....</i>	73
Figure 16. <i>Structure de la population des ménages aux Pays-Bas : 1995-2020.....</i>	76
Figure 17. <i>Profils de motorisation (observés et projetés) – Pays-Bas.....</i>	77

Chapitre 3

Figure 1. <i>Motorisation des ménages selon la zone de résidence.....</i>	87
Figure 2. <i>Déplacement au travail en voiture.....</i>	88

Figure 3. <i>Nombre de voitures par adulte au cours du cycle de vie :</i> <i>génération 1936-40.....</i>	90
Figure 4. <i>Ecart de génération : nombre de voitures par adulte à 35-39 ans.....</i>	91
Figure 5. <i>Kilométrage annuel par ménage au cours du cycle de vie, par zone</i> <i>Bassin de Paris.....</i>	94
Figure 6. <i>Kilométrage annuel par ménage au cours du cycle de vie, par zone</i> <i>Grands bassins de province.....</i>	94
Figure 7. <i>Kilométrage annuel par ménage au cours du cycle de vie, par zone</i> <i>Petits bassins et zones à dominante rurale.....</i>	95
Figure 8. <i>Ecart entre générations pour la classe d'âge 35-39 ans, par zone</i> <i>Bassin de Paris.....</i>	95
Figure 9. <i>Ecart entre générations pour la classe d'âge 35-39 ans, par zone</i> <i>Grands bassins de province.....</i>	96
Figure 10. <i>Ecart entre générations pour la classe d'âge 35-39 ans, par zone</i> <i>Petits bassins et zones à dominante rurale.....</i>	96

Chapitre 4

Figure 1. <i>Evolution des prix du logement et des transports en Ile-de-France</i> <i>(Indices de prix relatifs, base 100 en 1978).....</i>	120
Figure 2. <i>Motorisation, utilisation des véhicules et densité de population</i> <i>(Ile-de-France : situation en fin d'année 1999).....</i>	133

Chapitre 5

Figure 1. <i>Exemple d'une courbe de Lorenz.....</i>	153
--	-----

Liste des tableaux

Chapitre 2

Tableau 1. <i>Variations du revenu et de la motorisation par génération</i> <i>en France (% 92-94/77-79).....</i>	58
Tableau 2. <i>Effets du revenu et des prix – Nombre de voitures par ménage.....</i>	68
Tableau 3. <i>Effets du revenu et des prix – Ménages motorisés (%).....</i>	70
Tableau 4. <i>Effets du revenu et des prix – Régions italiennes.....</i>	74
Tableau 5. <i>Evolution de la structure par âge de la population</i> <i>de 1995 à 2020 (%).....</i>	76
Tableau 6. <i>Profils par âge du nombre de voitures par ménage</i> <i>Pays-Bas (1995).....</i>	78
Tableau 7. <i>Parcs automobiles observés en 1990 et 1995.....</i>	78
Tableau 8. <i>Projections du parc automobile (effets d'âge et de cohorte)</i> <i>France.....</i>	82

Tableau 9. <i>Projections du parc automobile (effets d'âge et de cohorte)</i>	
<i>Pays-Bas</i>	83
Tableau 10. <i>Projections du parc automobile (effets d'âge et de cohorte)</i>	
<i>Japon</i>	83
Tableau 11. <i>Projections du parc automobile (effets d'âge et de cohorte)</i>	
<i>USA</i>	84

Chapitre 3

Tableau 1. <i>Effets du revenu et des prix, par zone</i>	91
Tableau 2. <i>Effets des variables économiques sur le kilométrage moyen des ménages</i>	97
Tableau 3. <i>Projections selon trois scénarios d'étalement urbain :</i>	
<i>Bassin de Paris</i>	101
Tableau 4. <i>Projections selon trois scénarios d'étalement urbain :</i>	
<i>Grands bassins de province</i>	101
Tableau 5. <i>Projections selon trois scénarios d'étalement urbain :</i>	
<i>Petits bassins</i>	102
Tableau 6. <i>Projections selon trois scénarios d'étalement urbain :</i>	
<i>Zones à dominante rurale</i>	103
Tableau 7. <i>Projections selon trois scénarios d'étalement urbain :</i>	
<i>France entière</i>	104
Tableau 8. <i>Projections du kilométrage moyen par ménage :</i>	
<i>France entière</i>	105
Tableau 9. <i>Projections du kilométrage moyen par ménage :</i>	
<i>Bassin de Paris</i>	106
Tableau 10. <i>Projections du kilométrage moyen par ménage :</i>	
<i>Grands bassins de province</i>	106
Tableau 11. <i>Projections du kilométrage moyen par ménage :</i>	
<i>Petits bassins</i>	107
Tableau 12. <i>Projections du kilométrage moyen par ménage :</i>	
<i>Zones à dominante rurale</i>	107
Tableau 13. <i>Projections selon six scénarios économiques :</i>	
<i>France entière</i>	108
Tableau 14. <i>Différences relatives entre hypothèses extrêmes (L%)</i>	109

Chapitre 4

Tableau 1. <i>Prix relatifs des biens et services de transport et de logement</i> <i>(Base 100 en nov. 78 – oct. 79)</i>	121
Tableau 2. <i>Caractéristiques socio-économiques des ménages,</i> <i>par zone de résidence</i>	123
Tableau 3. <i>Proportion d'accédants à la propriété et de locataires</i>	124

Tableau 4. <i>Logement social et aides au logement, par zone de résidence</i>	125
Tableau 5. <i>Caractéristiques du logement, par zone de résidence</i>	126
Tableau 6. <i>Logements récents par zone (%)</i>	126
Tableau 7. <i>Emménagements récents par zone – Accédants (%)</i>	127
Tableau 8. <i>Part budgétaire du logement (%)</i>	128
Tableau 9. <i>Part budgétaire des loyers ou remboursements de prêts (%)</i>	129
Tableau 10a. <i>Part budgétaire des loyers ou remboursements de prêts (%)</i> <i>Propriétaires (ou logés gratuitement) et accédants à la propriété</i> ...	130
Tableau 10b <i>Part budgétaire des loyers ou remboursements de prêts (%)</i> <i>Locataires HLM et non HLM</i>	131
Tableau 11a. <i>Part budgétaire du logement (%) – Propriétaires et accédants</i>	132
Tableau 11b. <i>Part budgétaire du logement (%) – Locataires HLM et non HLM</i> ..	132
Tableau 12. <i>Proportion de ménages disposant d'un véhicule automobile (%)</i>	134
Tableau 13. <i>Nombre de véhicules à la disposition du ménage</i>	134
Tableau 14. <i>Part budgétaire des transports individuels (%)</i>	135
Tableau 15. <i>Part budgétaire de l'utilisation de véhicules (%)</i>	136
Tableau 16. <i>Part budgétaire des carburants (%)</i>	137
Tableau 17. <i>Part budgétaire des transports en commun locaux (%)</i>	138
Tableau 18. <i>Part budgétaire des transports (%)</i>	139
Tableau 19. <i>Part budgétaire du logement et des transports (%)</i>	140
Tableau 20. <i>Comparaison des deux découpages en 1994-95 :</i> <i>Les dépenses de logement</i>	143
Tableau 21. <i>Comparaison des deux découpages en 1994-95 :</i> <i>Les dépenses de transports individuels</i>	144
Tableau 22. <i>Comparaison des deux découpages en 1994-95 :</i> <i>Les dépenses de logement et de transports</i>	145

Chapitre 5

Tableau 1. <i>Poids attachés à différents quantiles de la distribution</i> <i>(relativement au poids attaché au revenu médian)</i>	165
Tableau 2. <i>Parts budgétaires de l'ensemble des transports – France entière</i>	168
Tableau 3. <i>Parts budgétaires des transports individuels – France entière</i>	168
Tableau 4. <i>Équipement automobile – France entière</i>	169
Tableau 5. <i>Parts budgétaires des transports collectifs – France entière</i>	169
Tableau 6. <i>Parts budgétaires des transports collectifs locaux – France entière</i>	170
Tableau 7. <i>Parts budgétaires du logement (RP) – France entière</i>	170
Tableau 8. <i>Équipement automobile – Ile-de-France</i>	171
Tableau 9. <i>Parts budgétaires des transports individuels – Ile-de-France</i>	171
Tableau 10. <i>Parts budgétaires des transports collectifs locaux – Ile-de-France</i>	172
Tableau 11. <i>Coefficients de Gini par poste de dépense – France entière</i>	174
Tableau 12. <i>Contribution relative à l'inégalité totale (%) – France entière</i>	175

Tableau 13. Effet marginal relatif sur l'inégalité totale (%) – France entière.....	177
Tableau 14. Elasticités (de Gini) par rapport à la dépense totale	
<i>France entière</i>	178
Tableau 15. Elasticités par rapport à la dépense totale, 1994 – France entière..	179
Tableau 16. Coefficients de Gini par poste de dépense – Ile-de-France.....	180
Tableau 17. Contribution relative à l'inégalité totale (%) – Ile-de-France.....	181
Tableau 18. Effet marginal relatif sur l'inégalité totale (%) – Ile-de-France.....	182
Tableau 19. Elasticités (de Gini) par rapport à la dépense totale	
<i>Ile-de-France</i>	183
Tableau 20. Elasticités par rapport à la dépense totale, 1994 – Ile-de-France....	184

Annexes

Tableau A2.1. Indices des prix à la consommation :	
<i>correspondance entre nomenclatures</i>	235
Tableau A2.2. Proportion de propriétaires et de logés gratuitement.....	236
Tableau A2.3. Dépense totale moyenne: tous statuts d'occupation du	
<i>logement</i>	236
Tableau A2.4. Aide au logement: tous statuts d'occupation du logement.....	237
Tableau A2.5. Dépense totale moyenne, selon le statut d'occupation du	
<i>logement</i>	238
Tableau A2.6. Aide au logement, selon le statut d'occupation du logement.....	239
Tableau A2.7. Dépenses mensuelles de carburants (en francs 1994-95).....	240
Tableau A2.8. Part budgétaire du logement et des transports (%)	
<i>Propriétaires (ou co-propriétaires) et logés gratuitement</i>	240
Tableau A2.9. Part budgétaire du logement et des transports (%)	
<i>Accédants à la propriété</i>	241
Tableau A2.10. Part budgétaire du logement et des transports (%)	
<i>Locataires non HLM</i>	241
Tableau A2.11. Part budgétaire du logement et des transports (%)	
<i>Locataires HLM</i>	241
Tableau A2.12. Comparaison des deux découpages en 1994-95	
<i>Les dépenses d'utilisation de véhicules</i>	242
Tableau A2.13. Comparaison des deux découpages en 1994-95	
<i>Les dépenses de TC locaux</i>	243
Tableau A2.14. Comparaison des deux découpages en 1994-95	
<i>Les dépenses de transports</i>	244
Tableau A5.1. Dépenses annuelles moyennes,	
<i>par quintile de la dépense totale par UC (Francs courants)</i>	249
Tableau A5.2. Parts budgétaires des dépenses pour l'automobile	
<i>France entière</i>	250
Tableau A5.3. Parts budgétaires des TC longues distances – France entière	250
Tableau A5.4. Parts budgétaires de l'ensemble des transports – Ile-de-France....	250
Tableau A5.5. Parts budgétaires des transports collectifs – Ile-de-France	251
Tableau A5.6. Parts budgétaires du logement (RP) – Ile-de-France.....	251

Tableau A5.7. <i>Décompositions du Gini : parts budgétaires (%)</i>	
<i>France entière</i>	252
Tableau A5.8. <i>Décompositions du Gini : parts budgétaires (%)</i>	
<i>Ile-de-France</i>	252
Tableau A5.9. <i>Corrélation (de Gini) avec la dépense totale – France entière</i>	253
Tableau A5.10. <i>Corrélation (de Gini) avec la dépense totale – Ile-de-France</i>	253
Tableau A5.11. <i>Décomposition du Gini de la dépense de transport</i>	
<i>France entière</i>	254
Tableau A5.12. <i>Décomposition du Gini de la dépense de transport</i>	
<i>Ile-de-France</i>	254

Annexes

A1. Les sources des données d'enquête utilisées

A1.1. France : l'Enquête de Conjoncture Auprès des Ménages

Les données sur l'équipement et l'usage automobiles des ménages français (chapitres 2 et 3) proviennent des *Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages* (ECAM) de l'INSEE. Elles couvrent la période 1977-94.

L'enquête, lancée en 1958, a été interrompue en 1994. A l'origine, l'enquête (*Attitudes et intentions d'achat des particuliers*) répondait surtout à un besoin d'améliorer la prévision à court terme de la consommation des ménages, en utilisant les intentions relatives à des biens déterminés (automobile, logement, équipement ménager, ...). Par la suite, l'objectif a été élargi à la connaissance de leurs opinions et attitudes à l'égard des développements récents et futurs des prix, de la situation de l'emploi, de la situation économique générale, de leur situation financière, de leurs situations de consommation et d'épargne, ainsi que de l'opportunité de consommer et d'épargner.

L'enquête est réalisée trois fois par an (mois de janvier, mai et octobre). Environ 8.000 ménages sont interrogés à chaque enquête. L'échantillon de l'enquête d'octobre est renouvelé par moitié chaque année. La proportion de ménages réinterrogés est de l'ordre de 1/4. Cette structure de « panel court » de l'enquête permet d'améliorer la précision des séries calculées à partir des données individuelles (DESABIE, 1966, pp. 259-260 ; COCHRANE, 1977, pp. 344-351). Les données fines sur les membres du ménage n'étant pas codées pour les enquêtes de janvier, seuls sont considérées les données de mai et d'octobre (interview initiale). L'échantillon utilisé est d'environ 10.000 ménages chaque année.

Outre les caractéristiques socioéconomiques du ménage interviewé (âge, revenu, zone d'habitat, etc.), sont en particulier collectées des données sur l'équipement automobile et son usage (usage des deux premiers véhicules uniquement). Ainsi, on dispose du nombre de véhicules *à disposition du ménage*, y compris ceux à usage professionnel ou mis à disposition permanente par un employeur. Des informations détaillées sont fournies sur deux véhicules au plus. La détermination du « véhicule principal » est laissée à l'appréciation du répondant. Pour chaque véhicule, sont précisés

- son type (voiture particulière, utilitaire, sportive),
- sa marque et son modèle,
- le type de carburant (essence/diesel),
- la modalité d'acquisition (au comptant, à crédit, location, mise à disposition, ...),
- l'état à l'acquisition (neuf, presque neuf, occasion),
- le prix à l'achat (en tranches),

- l'année d'acquisition,
- l'année de première immatriculation,
- le nombre de kilomètres parcourus depuis un an (ou depuis la date d'acquisition si le véhicule a été acquis depuis moins d'un an),
- les motifs d'utilisation,
- l'utilisateur principal.

A1.2. France : l'enquête Budget des Familles

Les données de dépenses des ménages français utilisées dans les chapitres 4 et 5 sont issues des enquêtes *Budget des Familles* mises en œuvre par l'INSEE en 1978-79, 1984-85, 1989 et 1994-95.

Depuis 1978, l'enquête *Budget des Familles* est réalisée tous les cinq ans. Elle a pour objectif la reconstitution de la comptabilité du ménage : totalité des dépenses, consommations et ressources. Outre l'estimation de coefficients de pondération nécessaires au calcul de l'indice des prix, l'enquête permet de connaître la structure des consommations, de comparer les niveaux de vie par catégorie de ménages et d'obtenir des estimations de la consommation totale des ménages dans le cadre de la Comptabilité Nationale.

L'unité d'échantillonnage est le *logement*, défini comme un local fixe, composé d'une ou plusieurs pièces, fermé par des murs ou des cloisons, possédant une entrée indépendante donnant sur l'extérieur ou sur les parties communes d'un immeuble et utilisé pour l'habitation. Sont donc exclues les habitations mobiles et les locaux occupés par des communautés.

L'enquête couvre tous les ménages ordinaires vivant sur le territoire national. Un *ménage* est entendu comme l'ensemble des occupants d'un même logement, occupé comme résidence principale, quels que soient les liens qui les unissent. Il peut être composé d'une seule personne. La *personne de référence* du ménage est définie sur la base d'une série de critères appliqués successivement :

- s'il y a une seule personne dans le ménage, alors elle est la personne de référence;
- si le ménage est composé uniquement d'un couple, alors l'homme est la personne de référence;
- si le ménage comporte plusieurs couples, alors la personne de référence est le plus âgé des hommes actifs; s'il n'y a pas d'homme actif, l'homme le plus âgé est la personne de référence;
- si le ménage ne comprend aucun couple mais il existe un lien parent/enfant, alors le parent est la personne de référence; s'il y a plusieurs liens de parenté, alors la personne de référence est le plus âgé des parents actifs, ou le parent le plus âgé si aucun d'eux ne travaille;

- si le ménage ne comprend ni couples ni liens de parenté, le membre actif le plus âgé ou, s'il n'y en a aucun, le membre le plus âgé, est considéré comme la personne de référence.

Le nombre de ménages enquêtés en France métropolitaine est d'environ 10.000 (une extension simultanée aux départements d'Outre-Mer, Antilles-Guyane et Réunion, porte sur environ 5.000 ménages).

Pour tenir compte des variations saisonnières des dépenses, la collecte des données est étalée sur 12 mois (sauf pendant quatre semaines de vacances : la première quinzaine d'août et la deuxième quinzaine de décembre). L'échantillon est réparti en huit vagues d'effectif égal et de structure similaire, chacune étant allouée à une période de six semaines.

Deux instruments de collecte sont utilisés. Un *carnet* de dépenses est tenu par chaque membre du ménage âgé de 14 ans ou plus pendant une période de 14 jours (10 jours lors de l'enquête de 1978-79). Y sont enregistrées les dépenses quotidiennes, les petites dépenses irrégulières et l'autoconsommation alimentaire. Une version étendue du carnet est tenue par la personne effectuant les achats courants.

Des *questionnaires* sont posés par l'enquêteur pour recueillir les caractéristiques sociodémographiques du ménage, ses revenus et ses dépenses importantes ou régulières (logement, biens d'équipement, impôts, vacances, garde d'enfants, ...) avec des périodes de référence variables selon le type de biens.

La première interview (avant la période d'enregistrement par carnet) porte sur les principales caractéristiques démographiques, le niveau d'études, l'activité professionnelle, le logement principal et la résidence secondaire, la possession et l'acquisition de véhicules (automobiles ou autres), l'acquisition de biens durables ou d'autres éléments de confort au cours de l'année écoulée, et l'acquisition, la location et la disponibilité d'équipements ménagers. La deuxième interview (durant la période d'enregistrement) couvre des sujets tels que l'accueil des enfants, l'enseignement, l'habillement et les vacances (absences de quatre nuits ou plus). Dans l'interview finale, l'accent est mis sur la vérification des informations recueillies dans les carnets, ainsi que sur l'enregistrement de nouvelles données sur la santé, l'épargne et les revenus.

A1.3. Allemagne

Les données sur l'Allemagne proviennent des trois dernières enquêtes de budget (*Einkommen und Verbrauchsstichprobe*, EVS) réalisées par le Statistisches Bundesamt en 1983, 1988 et 1993. De l'enquête de 1993, nous n'avons utilisé que celles relatives à l'ancienne RFA.

L'enquête est réalisée tous les cinq ans depuis 1973. A partir de 1993, elle couvre aussi les ménages des nouveaux Länder (ex-RDA). L'enquête couvre les

ménages privés établis sur le territoire national. Sont exclus ceux résidant dans des institutions, ceux ayant des revenus très élevés (la limite supérieure était de 25.000 DM/mois en 1988 et de 35.000 DM/mois en 1993). Les ménages formés par des personnes de nationalités étrangères ont été inclus pour la première fois dans l'enquête de 1993. L'échantillon final pour l'enquête de 1988 comprenait 45.074 ménages.

Un *ménage* est un groupe de personnes ayant des liens familiaux ou personnels, vivant sous le même toit, et gérant un budget commun. Le chef de ménage est la personne qui se définit elle-même comme étant le chef durant l'enquête. Normalement, c'est la personne ayant le revenu le plus élevé.

L'*interview initiale* collecte des informations telles que

- la composition du ménage: caractéristiques du ménage, membres du ménage, nombre de véhicules, revenus, profession de la ou des personne(s) de référence, nationalité, ...;
- la possession d'une sélection de biens d'équipement: année d'acquisition, prix d'acquisition;
- les revenus mensuels nets: total pour tous les membres;
- les caractéristiques de la commune de résidence: taille, type et distance du centre de population importante le plus proche.

L'échantillon est réparti sur l'année d'enquête. Chaque ménage tient un *carnet* durant un mois, dans lequel sont enregistrées toutes les dépenses, les produits auto-consommés et tous les revenus bruts et les déductions. Les membres peuvent aussi tenir des carnets individuels pour enregistrer les dépenses personnelles pendant un mois. Par ailleurs, chaque ménage complète trois *formulaires sur quatre mois*. Généralement, les enregistrements sont effectués sur une base mensuelle. Y sont enregistrés les revenus bruts, les pensions et toute autre source de revenus, ainsi que les items de dépenses d'une valeur minimale de 200 DM. Contrairement au carnet mensuel, des listes détaillées sont fournies pour les articles à inclure.

L'*interview finale* met l'accent sur le patrimoine. La période de référence est fixée et couvre l'année civile d'enquête.

A1.4. Italie

Pour l'Italie, les données sont issues de l'enquête annuelle sur les consommations des familles (*Indagine sui Consumi delle Famiglie*) réalisée par ISTAT depuis 1968. Elles couvrent les années 1985-94 et 1996. Les données de 1995 n'ont pas été prises en compte, du fait d'erreurs dans les variables d'équipement automobile entraînant la sous-estimation du parc automobile détenu par les ménages et des taux d'équipement (nombre de véhicules par ménage et proportion de ménages équipés).

L'échantillon est de plus de 30.000 ménages chaque année, sauf en 1996 où sa taille s'élève à 22.740.

L'enquête couvre la population résidente des ménages privés. Les étrangers sont exclus de l'enquête à moins d'avoir le statut de résident permanent.

Le *ménage* est défini comme un groupe de personnes ayant des liens de mariage, de parenté ou d'adoption, ou d'autres liens familiaux ou affectifs, vivant ensemble et subvenant à leurs besoins en utilisant en commun une partie ou la totalité de leurs revenus. Sont considérées comme *membres rattachés* au ménage toutes les personnes qui, à n'importe quel titre, vivent habituellement avec la famille (ex. : personnel en résidence ou pensionnaires). Le *chef de ménage* est la personne qui se présente en tant que tel durant la première interview. La notion de *chef de ménage* a été remplacée à partir de l'édition de 1992 par celle de *personne de référence* qui dans le règlement de l'état civil en vigueur correspond au titulaire de la fiche familiale.

Chaque ménage participe pendant un seul mois. L'échantillon mensuel est d'environ 3.000 ménages. Une seule personne (typiquement, le chef de ménage ou le conjoint) répond à la place de tous les membres du ménage.

Le ménage tient un *carnet des achats* pendant dix jours successifs. Il y enregistre ses dépenses journalières pour des groupes prédéfinis (plus de 20 groupes pour l'alimentation et un nombre similaire pour les autres biens et services courants tels que les journaux, le tabac, les tickets de bus, ...). En annexe au carnet des dépenses, un *carnet de la consommation interne* sert à enregistrer quotidiennement les quantités et les coûts estimés des denrées alimentaires produites par le ménage pour sa propre consommation ou reçues de l'employeur. Un autre carnet est utilisé pour enregistrer les *principaux achats durant les trois derniers mois*.

Un *questionnaire*, rempli en partie par l'enquêteur lors des deux entrevues au début et à la fin du mois, est soumis au ménage. Le *questionnaire* comprend des informations sur les membres du ménage (âge, sexe, statut d'emploi, niveau d'instruction, etc.), le logement et la possession de véhicules, la possession et l'acquisition de biens durables durant les trois derniers mois, ainsi que les dépenses pour biens et services. Les dépenses non journalières sont enregistrées suivant des catégories prédéfinies, avec une période de référence d'un mois. Les dépenses sur les mêmes catégories d'articles que ceux repris dans le carnet sont converties en une base mensuelle. La même procédure est suivie pour les dépenses de transport et de communication, de santé, d'enseignement, de culture et de loisirs, d'assurance, etc.

Le revenu et l'épargne du ménage sont indiqués en tranches, le revenu sur une base mensuelle et l'épargne sur une base annuelle.

A1.5. Japon

Les données japonaises sont extraites des publications de l'Office des Statistiques (Cabinet du Premier Ministre) sur l'enquête sur le budget et les revenus des ménages (*National Survey of Family Income and Expenditure*) conduite en 1979, 1984, 1989 et 1994. L'enquête est réalisée tous les 5 ans depuis 1959.

Parmi les données collectées figurent les caractéristiques socio-démographiques du ménage, ses revenus et dépenses, ainsi qu'un inventaire des principaux biens durables possédés (situation à la fin octobre).

L'échantillon est formé séparément pour deux types de ménages : les ménages composés de deux personnes ou plus et les ménages comportant une seule personne. Le premier type de ménage est défini comme un groupe de deux personnes ou plus partageant le logement et les dépenses. Le ménage composé d'un seul membre réfère à une personne vivant seule, une personne vivant avec un ménage « ordinaire » mais maintenant un budget indépendant, ou une personne résidant dans un foyer (collectif), une pension de famille ou une pension. Le chef de ménage est la personne qui gagne le revenu le plus important du ménage.

L'enquête de 1994 a été conçue avec un échantillon d'environ 59.800 ménages dont 4.700 formés de personnes seules.

A1.6. Pays-Bas

Les données néerlandaises concernent les années 1985, 1990 et 1995. Le nombre moyen de voitures par ménage est obtenu en divisant le nombre total des voitures enregistrées par le Département d'Immatriculation des Véhicules par le nombre total de ménages disponibles dans les Statistiques des Ménages, obtenues à partir de l'enquête annuelle sur l'emploi (*Enquête Beroepsbevolking*, EBB) de l'Office Central des Statistiques (CBS). EBB a succédé en 1987 à l'enquête AKT conduite une fois tous les deux ans. L'échantillon est réparti sur les 12 mois de l'année.

La proportion de ménages ayant une voiture et la proportion de ceux ayant deux voitures ou plus sont estimées à partir de l'enquête nationale sur la mobilité (*Onderzoek Verplaatsingsgedrag*, OVG) réalisée par le CBS chaque année depuis 1978.

A1.7. Pologne

Pour la Pologne, les données (pré-agrégées) sont issues de l'enquête *Budget des Ménages* réalisée par le Bureau Central des Statistiques depuis 1982. Les données utilisées dans ce travail proviennent des enquêtes des années 1987-1990, 1992, et 1994-1997. Les ménages ont été regroupés par année de naissance du chef. Pour chaque année, nous disposons d'environ 80 observations, soit autant de cohortes,

représentant environ 30.000 ménages, à l'exception de 1992 pour laquelle le nombre de ménages est beaucoup plus réduit (6.595 regroupés en 75 cohortes).

Avant 1992, étaient exclus les ménages dont le chef est employé indépendant ou exerce une profession libérale (*professionals*), ceux dont le chef est employé dans le secteur privé non agricole ou dans les institutions militaire ou de police. Le groupe exclu représentait approximativement 12% de tous les ménages en 1990.

Chaque trimestre des ménages différents sont enquêtés.

Les caractéristiques des ménages sont collectées par des enquêteurs qui visitent la famille deux fois par mois durant une période d'observation d'un trimestre, et une fois encore vers la fin de l'année calendaire. Le *questionnaire* porte sur des caractéristiques telles que l'environnement urbain ou rural, la taille du ménage, le groupe socio-économique et l'occupation du chef de ménage, les caractéristiques du logement et les biens durables possédés. Pour chaque membre du ménage, il y a des informations sur le sexe, l'âge, l'occupation, les jours travaillés, le type de revenu, le niveau d'éducation et le type d'école fréquentée.

Le détail des dépenses du ménage est recueilli au moyen d'un *carnet*.

A1.8. Royaume-Uni

Les données concernant les ménages britanniques proviennent de l'enquête annuelle de budget des familles (*Family Expenditure Survey*,¹ FES) de l'Office for National Statistics (ONS). Les données sont pré-agrégées par année de naissance du chef de ménage et couvrent la période 1977-94 (même période que pour les données françaises de l'*Enquête de Conjoncture Auprès des Ménages*).

L'enquête est réalisée chaque année depuis 1957 (en Irlande du Nord depuis 1967). Depuis 1967, l'échantillon annuel comprend environ 10.000 ménages, avec un taux de réponse de l'ordre de 70%. L'enquête couvre tous les ménages privés. Un *ménage* est constitué d'une personne vivant seule ou d'un groupe de personnes vivant à la même adresse, prenant des repas préparés ensemble et s'occupant du ménage en commun. Les domestiques résidants sont inclus. Le *chef du ménage* est le membre du ménage qui est propriétaire du logement ou légalement responsable de sa location, ou bien en dispose à titre de rémunération ou de gratification ou en raison d'un lien particulier avec le propriétaire qui n'est pas membre du ménage. Si deux membres de sexe différent sont éligibles, c'est l'homme qui est considéré comme chef du ménage. Si les deux membres sont du même sexe, c'est le plus âgé qui est considéré comme chef du ménage.

¹ Material from the Family Expenditure Survey is Crown copyright ; has been provided by the Central Statistical Office through the ESRC Data Archive ; and has been used by permission. Neither the CSO nor the ESRC Data Archive bears any responsibility for the analysis or interpretation of the data reported here.

Des informations concernant le ménage sont collectées au moyen d'une *interview* dont la plupart des questions sont renseignées par le chef de ménage ou la femme au foyer (*housewife*). Certaines questions de caractère plus individuel sont posées à chaque membre âgé de 16 ans ou plus. Les informations portent, notamment, sur la taille du ménage, sa composition par âge et sexe, l'occupation du chef de ménage, des détails sur le type et la taille du logement, ainsi que sur la possession de biens durables.

Les dépenses sont recueillies par *questionnaire* et par *carnet*. Le *questionnaire* a trait aux dépenses récurrentes, qu'elles relèvent du ménage (par ex., coûts du logement, factures de gaz et d'électricité, charges de téléphone) ou de l'individu (par ex., abonnements aux transports, assurances-vie ou accidents), ainsi qu'à des informations rétrospectives sur certaines dépenses non fréquentes mais importantes comme l'achat d'un véhicule. Le *carnet* est tenu par chaque membre du ménage âgé de 16 ou plus pour y enregistrer toutes ses dépenses durant 14 jours.

L'information sur les revenus est collectée au moyen d'un *questionnaire* séparé soumis à chaque membre effectuant des dépenses.

A1.9. U.S.A.

Pour les Etats-Unis, les données proviennent de l'enquête *Consumer Expenditure Survey* (CEX)² du Bureau of Labor Statistics (BLS), réalisée de manière continue depuis 1980. L'enquête couvre la population civile non institutionnelle.

L'unité statistique de base est l'*unité de consommation* (*consumer unit*) ou *ménage*. Elle consiste en tous les membres d'une unité de logement donnée liés par le sang, le mariage, l'adoption, ou tout autre disposition légale ; à défaut de tels liens, elle est déterminée sur la base du critère d'indépendance financière. L'indépendance financière est déterminée par les trois catégories principales de dépense suivantes : logement, alimentation, et autres dépenses. Pour être considéré comme financièrement indépendant, le répondant doit assurer, entièrement ou partiellement, au moins deux des trois catégories. Ainsi, le ménage (ou *unité de consommation*, dans la terminologie du BLS) peut consister en :

- (1) l'ensemble des membres d'un logement liés par le sang, le mariage, l'adoption, ou une autre disposition légale ;

² The US data used in this study were made available by the Inter-university Consortium for Political and Social Research. The Consumer Expenditure Survey was conducted by the U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics (BLS). The data was reorganized for household-level analysis by Julie A. Nelson, University of California, Davis. Neither the original source or collectors of the data, nor the organizer or distributors of the data bear any responsibility for the analyses or interpretations presented here.

- (2) une personne vivant seule ou cohabitant avec d'autres, ou vivant comme locataire permanent chez des particuliers ou dans un hôtel ou motel, mais qui est financièrement indépendante ; ou
- (3) deux personnes ou plus, sans lien, vivant ensemble et mettant en commun leurs revenus pour prendre des décisions de dépense communes. Les étudiants vivant dans des logements parrainés par l'université (*sponsored by the university*) sont aussi inclus dans l'échantillon en tant que ménages séparés.

La *personne de référence* du ménage est le premier membre mentionné par le répondant quand il lui est demandé de « *citer le nom de la personne ou l'une des personnes qui possède(ent) ou loue(ent) le logement* ». C'est par rapport à cette personne que la relation des autres membres du ménage est déterminée.

La collecte des données se fait au moyen de deux instruments d'enquête : une enquête hebdomadaire par *carnet* (*Diary Survey*) et une enquête trimestrielle par *interview* (*Interview Survey*), chacune avec ses propres questionnaire(s) et échantillon.

L'enquête par *carnet* collecte des données sur de petites dépenses effectuées fréquemment (par exemple, sur une base journalière ou hebdomadaire), incluant les aliments et boissons, les tabacs, l'essence, etc. Chaque ménage doit tenir deux carnets hebdomadaires pendant deux semaines consécutives. Les carnets sont répartis de façon uniforme sur l'année. La taille effective de l'échantillon est d'un peu plus de 6.000 par an.

L'enquête par *interview* est un panel rotatif sur une base trimestrielle. Les ménages sont interviewés durant cinq trimestres consécutifs. Chaque trimestre, 20% de l'échantillon sont constitués de nouveaux ménages, remplaçant le 1/5 de l'échantillon ayant terminé son interview finale lors du trimestre précédent. Chaque enquête trimestrielle est conduite indépendamment des autres, de sorte que les estimations annuelles ne dépendent pas de la participation du ménage dans chacun des cinq trimestres prévus initialement. Environ 7.000 ménages sont interrogés chaque trimestre.

L'enquête par *interview* collecte des données sur les dépenses majeures, les caractéristiques des ménages et leurs revenus, ainsi que sur les caractéristiques et gains de la personne de référence et du conjoint. Les dépenses couvertes sont celles que les répondants peuvent se rappeler de manière assez précise après trois mois ou plus telles que celles pour la propriété, les automobiles et les principaux biens durables, ou celles ayant lieu de façon régulière comme les loyers ou les primes d'assurance. Les dépenses faites pendant les voyages sont aussi collectées par l'enquête.

La première interview collecte des informations sur les caractéristiques socio-démographiques et sur l'inventaire des principaux biens durables de chaque ménage. Des informations sur les dépenses, couvrant le mois précédent, sont aussi

collectées dans cette interview, mais sont utilisées avec les données d'inventaire uniquement pour le cadrage, c'est-à-dire pour classer le ménage pour l'analyse et pour prévenir des duplications dans l'enregistrement des dépenses lors des interviews suivantes. Donc, seules les quatre dernières interviews sont utilisées dans les estimations.

Les interviews suivantes (deuxième à cinquième) collectent des données de dépenses pendant chaque trimestre. Des informations sur les revenus et la situation d'emploi de chaque membre du ménage sont aussi collectées ou mises à jour dans chacune de ces interviews.

Dans ce travail, nous avons utilisé une série de coupes transversales couvrant la période 1980-89. Comme nous nous intéressons à l'équipement automobile à une date donnée, nous avons choisi d'utiliser les données du premier trimestre de chaque année. A cause de certains problèmes de données, nous n'avons pas pris en compte les années 1982, 1983 et 1986 : du quatrième trimestre de 1981 au quatrième trimestre de 1983, seule la population urbaine avait été échantillonnée ; et pour le premier trimestre de 1986 on ne dispose de données que pour deux mois, du fait d'un changement dans l'échantillon (d'un échantillonnage basé sur le recensement de 1970, on est passé à un autre basé sur celui de 1980).

A2. Tableaux relatifs au Chapitre 4

Tableau A2.1. *Indices des prix à la consommation :
correspondance entre nomenclatures*

Poste	Séries en base 100 en 1980 (296 postes)	Séries en base 100 en 1990 (265 postes)
<i>Loyers</i>		
	Loyers	Loyers des résidences principales
<i>Charges</i>		
	Eau distribuée	Eau et chauffage urbain
<i>Energie, chauffage</i>		
	Electricité à usage domestique	Electricité
	Gaz de ville	Gaz de ville
	Gaz liquéfiés	Gaz liquéfiés
	Fiouls	Fiouls domestiques
	Charbons	Charbons et autres combustibles solides
	Autres combustibles solides	
<i>Entretien et équipement du logement</i>		
	Entretien et nettoyage du logement	Services d'entretien du logement
	Tapis et revêtements de sol	Tapis, revêtements de sols
	Peinture, vernis et papier peint	Peintures, vernis, papiers peints
<i>Achats automobiles</i>		
	Automobiles	Automobiles
<i>Achats deux-roues</i>		
	Deux-roues à moteur	Motocycles
	Cycles	Cycles
<i>Carburants</i>		
	Essences	Essences
<i>Lubrifiants et accessoires</i>		
	ND??	Lubrifiants
	Pneumatiques	Pneumatiques
	Autres accessoires de véhicules	Autres accessoires et pièces de rechange pour véhicules
<i>Réparation et entretien de véhicules</i>		
	Réparations de véhicules privés	Réparation de véhicules privés
	Dépenses d'entr. courant de véh. privés	Entretien courant de véhicules privés
<i>Location de voitures et leasing</i>		
	ND	Location de véhicules privés
<i>Péages et parkings</i>		
	Autres frais d'utilisation de véh. privés	Péages, parkings
<i>Leçons de conduite</i>		
	Leçons d'auto-école et enseign. artistiques	Auto-écoles
<i>Transports en commun locaux</i>		
	Transports en commun urbains	Transports urbains et suburbains de voyageurs
	Taxis	Taxis, autres services de transport

Tableau A2.2. *Proportion de propriétaires et de logés gratuitement*

	1979	1984	1989	1994
<i>Proportion de propriétaires ou copropriétaires (%)</i>				
Ensemble	18,4	22,0	26,3	24,5
<i>Ménages modestes</i>	19,9	18,8	18,5	20,6
<i>Ménages aisés</i>	18,6	26,5	33,1	31,6
Paris	13,5	16,7	18,1	23,9
Petite couronne	23,9	23,6	27,9	23,8
Grande couronne	15,3	24,3	32,9	26,6
Hors agglomération	19,5	22,6	26,0	22,3
<i>Proportion de logés gratuitement, y compris usufruitiers (%)</i>				
Ensemble	8,2	6,8	7,3	4,9
<i>Ménages modestes</i>	12,9	10,2	11,7	6,7
<i>Ménages aisés</i>	4,8	5,3	5,2	3,2
Paris	11,7	11,5	12,5	6,8
Petite couronne	5,8	4,3	6,4	3,6
Grande couronne	6,4	4,8	4,2	5,5
Hors agglomération	10,5	8,5	5,3	3,8

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.Tableau A2.3. *Dépense totale moyenne: tous statuts d'occupation du logement*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	87 393	150 329	194 033	241 374
<i>Ménages modestes</i>	44 469	83 692	100 579	127 798
<i>Ménages aisés</i>	136 845	225 635	309 115	380 486
Paris	79 901	141 034	197 223	251 080
<i>Ménages modestes</i>	34 855	66 048	79 259	91 220
<i>Ménages aisés</i>	127 365	222 555	324 890	409 858
Petite couronne	85 400	146 796	190 318	235 594
<i>Ménages modestes</i>	46 654	84 414	100 074	132 565
<i>Ménages aisés</i>	131 423	214 946	303 236	376 696
Grande couronne	90 884	163 024	198 293	242 423
<i>Ménages modestes</i>	49 592	100 032	116 761	140 942
<i>Ménages aisés</i>	140 353	240 332	293 472	359 108
Hors agglomération	105 061	152 143	189 471	237 412
<i>Ménages modestes</i>	48 223	85 050	114 092	156 533
<i>Ménages aisés</i>	172 153	237 090	315 901	360 277

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Tableau A2.4. *Aide au logement: tous statuts d'occupation du logement*

	1979	1984	1989	1994
<i>Ensemble</i>	<i>ND</i>	<i>957</i>	<i>1 096</i>	<i>1 653</i>
<i>Ménages modestes</i>	<i>ND</i>	<i>1 918</i>	<i>2 473</i>	<i>3 666</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>ND</i>	<i>246</i>	<i>126</i>	<i>288</i>
<i>Paris</i>	<i>ND</i>	<i>560</i>	<i>643</i>	<i>1 921</i>
<i>Ménages modestes</i>	<i>ND</i>	<i>1 059</i>	<i>1 518</i>	<i>3 447</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>ND</i>	<i>115</i>	<i>209</i>	<i>522</i>
<i>Petite couronne</i>	<i>ND</i>	<i>1 048</i>	<i>1 134</i>	<i>1 677</i>
<i>Ménages modestes</i>	<i>ND</i>	<i>2 332</i>	<i>2 417</i>	<i>3 652</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>ND</i>	<i>235</i>	<i>92</i>	<i>243</i>
<i>Grande couronne</i>	<i>ND</i>	<i>1 187</i>	<i>1 317</i>	<i>1 432</i>
<i>Ménages modestes</i>	<i>ND</i>	<i>2 482</i>	<i>3 390</i>	<i>3 831</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>ND</i>	<i>183</i>	<i>103</i>	<i>169</i>
<i>Hors agglomération</i>	<i>ND</i>	<i>988</i>	<i>1 536</i>	<i>1 589</i>
<i>Ménages modestes</i>	<i>ND</i>	<i>1 454</i>	<i>2 877</i>	<i>3 786</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>ND</i>	<i>737</i>	<i>0</i>	<i>0</i>

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Tableau A2.5. *Dépense totale moyenne, selon le statut d'occupation du logement*

	1979	1984	1989	1994
<i>Propriétaires et logés gratuitement</i>				
Ensemble	77 857	148 975	210 962	242 760
<i>Ménages modestes</i>	36 499	71 261	87 208	104 576
<i>Ménages aisés</i>	139 282	232 109	344 399	385 969
Paris	69 688	155 000	230 237	260 583
Petite couronne	81 694	148 673	216 002	251 881
Grande couronne	80 884	163 618	210 251	220 017
Hors agglomération	78 444	112 018	153 051	240 052
<i>Accédants à la propriété</i>				
Ensemble	122 236	210 232	243 672	326 825
<i>Ménages modestes</i>	60 329	124 538	154 313	203 723
<i>Ménages aisés</i>	160 541	259 798	319 209	435 067
Paris	120 752	210 699	267 520	340 174
Petite couronne	110 813	204 758	235 960	338 414
Grande couronne	120 810	219 898	240 998	329 116
Hors agglomération	145 020	202 891	244 056	300 520
<i>Locataires non HLM</i>				
Ensemble	79 484	133 364	175 251	224 410
<i>Ménages modestes</i>	40 896	73 242	82 110	117 784
<i>Ménages aisés</i>	120 823	204 088	278 052	361 053
Paris	79 031	131 157	178 827	257 693
Petite couronne	80 246	139 337	178 381	205 868
Grande couronne	76 410	126 496	167 845	211 274
Hors agglomération	86 422	133 426	133 858	166 000
<i>Locataires HLM</i>				
Ensemble	76 565	127 057	150 741	180 642
<i>Ménages modestes</i>	51 414	95 482	110 549	132 023
<i>Ménages aisés</i>	115 790	193 351	252 628	277 479
Paris	77 845	121 447	153 326	168 410
Petite couronne	75 437	122 894	145 521	185 462
Grande couronne	74 515	134 132	155 869	185 460
Hors agglomération	86 638	131 143	155 271	160 877

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Tableau A2.6. Aide au logement, selon le statut d'occupation du logement

	1979	1984	1989	1994
<i>Propriétaires et logés gratuitement</i>				
Ensemble	ND	26	104	8
<i>Ménages modestes</i>	ND	78	340	0
<i>Ménages aisés</i>	ND	0	6	0
Paris	ND	0	102	0
Petite couronne	ND	59	205	24
Grande couronne	ND	0	8	0
Hors agglomération	ND	37	0	0
<i>Accédants à la propriété</i>				
Ensemble	ND	711	1 423	709
<i>Ménages modestes</i>	ND	1 796	4 886	2 715
<i>Ménages aisés</i>	ND	344	21	185
Paris	ND	40	0	0
Petite couronne	ND	370	1 516	667
Grande couronne	ND	724	2 087	757
Hors agglomération	ND	1 296	1 144	925
<i>Locataires non HLM</i>				
Ensemble	ND	1 072	813	2 541
<i>Ménages modestes</i>	ND	2 183	1 475	4 785
<i>Ménages aisés</i>	ND	249	161	711
Paris	ND	655	633	2 883
Petite couronne	ND	1 336	929	2 472
Grande couronne	ND	1 562	665	1 849
Hors agglomération	ND	1 087	2 142	2 788
<i>Locataires HLM</i>				
Ensemble	ND	2 266	2 812	3 628
<i>Ménages modestes</i>	ND	3 492	4 541	5 959
<i>Ménages aisés</i>	ND	657	712	330
Paris	ND	1 795	2 234	3 648
Petite couronne	ND	2 186	2 450	3 157
Grande couronne	ND	2 727	2 931	4 159
Hors agglomération	ND	1 894	5 115	4 335

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Tableau A2.7. *Dépenses mensuelles de carburants (en francs 1994-95)*

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	500	409	438	434
<i>Modestes</i>	<i>213</i>	<i>208</i>	<i>218</i>	<i>283</i>
<i>Aisés</i>	<i>806</i>	<i>602</i>	<i>592</i>	<i>574</i>
Paris	297	258	278	276
<i>Modestes</i>	<i>105</i>	<i>90</i>	<i>60</i>	<i>60</i>
<i>Aisés</i>	<i>444</i>	<i>451</i>	<i>446</i>	<i>497</i>
Petite couronne	466	380	412	381
<i>Modestes</i>	<i>193</i>	<i>178</i>	<i>202</i>	<i>265</i>
<i>Aisés</i>	<i>811</i>	<i>569</i>	<i>570</i>	<i>509</i>
Grande couronne	652	527	578	523
<i>Modestes</i>	<i>284</i>	<i>322</i>	<i>374</i>	<i>398</i>
<i>Aisés</i>	<i>1 069</i>	<i>713</i>	<i>676</i>	<i>666</i>
Hors agglomération	791	537	591	713
<i>Modestes</i>	<i>362</i>	<i>290</i>	<i>292</i>	<i>544</i>
<i>Aisés</i>	<i>1 274</i>	<i>841</i>	<i>1 086</i>	<i>839</i>

Sources : Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

Tableau A2.8. *Part budgétaire du logement et des transports * (%)*
Propriétaires (ou co-propriétaires) et logés gratuitement

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	24,4	26,9	25,0	24,5
<i>Ménages modestes</i>	<i>23,8</i>	<i>27,0</i>	<i>24,3</i>	<i>27,8</i>
<i>Ménages aisés</i>	<i>24,3</i>	<i>26,8</i>	<i>24,2</i>	<i>23,1</i>
Paris	19,9	21,8	18,6	20,0
Petite couronne	26,1	26,9	26,1	25,3
Grande couronne	25,8	30,8	27,4	26,1
Hors agglomération	24,6	29,2	32,8	28,4

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

* Les dépenses de logement sont nettes de l'aide au logement ; les dépenses de transports n'incluent pas celles pour les transports en commun longue distance.

Tableau A2.9. *Part budgétaire du logement et des transports* * (%)
Accédants à la propriété

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	34,9	37,2	38,2	40,0
<i>Ménages modestes</i>	38,1	36,9	41,2	45,3
<i>Ménages aisés</i>	33,5	37,4	36,2	39,0
Paris	29,2	34,1	30,5	35,6
Petite couronne	34,3	35,7	37,5	37,0
Grande couronne	36,0	37,5	39,4	41,2
Hors agglomération	37,0	39,4	41,3	43,7

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

* Les dépenses de logement sont nettes de l'aide au logement ; les dépenses de transports n'incluent pas celles pour les transports en commun longue distance.

Tableau A2.10. *Part budgétaire du logement et des transports* * (%)
Locataires non HLM

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	31,7	29,4	31,0	31,6
<i>Ménages modestes</i>	30,9	29,8	32,1	37,8
<i>Ménages aisés</i>	32,5	27,9	29,8	27,6
Paris	28,9	25,8	28,7	27,9
Petite couronne	32,7	29,2	32,8	33,6
Grande couronne	34,9	35,6	34,6	35,2
Hors agglomération	36,8	38,1	31,8	40,0

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

* Les dépenses de logement sont nettes de l'aide au logement ; les dépenses de transports n'incluent pas celles pour les transports en commun longue distance.

Tableau A2.11. *Part budgétaire du logement et des transports* * (%)
Locataires HLM

	1979	1984	1989	1994
Ensemble	29,2	31,1	33,3	31,1
<i>Ménages modestes</i>	28,2	28,8	30,2	33,0
<i>Ménages aisés</i>	28,6	34,2	32,3	27,7
Paris	26,3	25,0	30,7	27,3
Petite couronne	28,1	30,8	31,8	30,2
Grande couronne	31,4	33,6	36,8	32,9
Hors agglomération	35,5	32,3	32,4	37,7

Sources: Enquêtes INSEE *Budget de Famille* 1979, 1984, 1989 et 1994.

* Les dépenses de logement sont nettes de l'aide au logement ; les dépenses de transports n'incluent pas celles pour les transports en commun longue distance.

Tableau A2.12. *Comparaison des deux découpages en 1994-95*
Les dépenses d'utilisation de véhicules

	Coefficient budgétaire (%)	Dépense annuelle *	Ecart ^{**}	
			Coefficient budgétaire	Dépense annuelle
<i>Découpage Est/Ouest</i>				
« Ouest »	4,2	10 857		
<i>Modestes</i>	3,5	3 430		
<i>Aisés</i>	4,1	16 440		
« Est »	5,3	11 854	1,1	997
<i>Modestes</i>	5,5	7 604	2,0	4 174
<i>Aisés</i>	4,6	17 692	0,5	1 252
<i>Découpage en fonction de la distance au centre</i>				
<i>Paris</i>	4,0	10 116		
<i>Modestes</i>	3,2	2 900		
<i>Aisés</i>	4,1	16 721		
<i>Pte cour.</i>	5,0	11 978	1,0	1 862
<i>Modestes</i>	5,2	6 919	2,0	4 019
<i>Aisés</i>	4,5	16 853	0,4	132
<i>Gde cour.</i>	6,2	15 065	2,2	4 949
<i>Modestes</i>	6,8	9 593	3,6	6 692
<i>Aisés</i>	6,1	21 828	2,0	5 107
<i>Hors aggro.</i>	7,4	17 530	3,4	7 414
<i>Modestes</i>	7,9	12 304	4,7	9 404
<i>Aisés</i>	5,7	20 428	1,6	3 707

Source : Enquête Insee *Budget de Famille 1994-95*.

* Les dépenses annuelles sont en francs courants.

** Ecart^s pour chaque catégorie (*ensemble*, *modestes* et *aisés*) par rapport à « Paris et Hauts-de-Seine » dans le cas du découpage Est/Ouest, et à Paris dans le cas du découpage en fonction de la distance au centre.

Tableau A2.13. *Comparaison des deux découpages en 1994-95*
Les dépenses de TC locaux

	Coefficient Budgétaire (%)	Dépense annuelle *	Ecart ^{**}	
			Coefficient budgétaire	Dépense annuelle
<i>Découpage Est/Ouest</i>				
« Ouest »	1,3	3 286		
<i>Modestes</i>	2,2	2 192		
<i>Aisés</i>	0,9	3 597		
« Est »	1,1	2 379	-0,2	-906
<i>Modestes</i>	1,5	2 065	-0,7	-127
<i>Aisés</i>	0,8	3 046	-0,1	-551
<i>Découpage en fonction de la distance au centre</i>				
<i>Paris</i>	1,3	3 281		
<i>Modestes</i>	2,1	1 961		
<i>Aisés</i>	0,9	3 507		
<i>Pte cour.</i>	1,1	2 694	-0,2	-587
<i>Modestes</i>	1,7	2 232	-0,4	271
<i>Aisés</i>	0,9	3 386	0,0	-121
<i>Gde cour.</i>	1,1	2 585	-0,2	-695
<i>Modestes</i>	1,6	2 188	-0,5	227
<i>Aisés</i>	0,8	2 884	-0,1	-623
<i>Hors aggro.</i>	0,8	1 890	-0,5	-1 391
<i>Modestes</i>	0,8	1 263	-1,3	-698
<i>Aisés</i>	0,7	2 383	-0,2	-1 124

Source : Enquête Insee *Budget de Famille 1994-95*.

* Les dépenses annuelles sont en francs courants.

** Ecart^s pour chaque catégorie (*ensemble*, *modestes* et *aisés*) par rapport à « Paris et Hauts-de-Seine » dans le cas du découpage Est/Ouest, et à Paris dans le cas du découpage en fonction de la distance au centre.

Tableau A2.14. *Comparaison des deux découpages en 1994-95*
Les dépenses de transports

	Coefficient Budgétaire (%)	Dépense annuelle *	Ecart ^{**}	
			Coefficient budgétaire	Dépense annuelle
<i>Découpage Est/Ouest</i>				
« <i>Ouest</i> »	8,1	20 372		
<i>Modestes</i>	6,7	6 658		
<i>Aisés</i>	7,6	30 422		
« <i>Est</i> »	10,3	23 094	2,2	2 722
<i>Modestes</i>	9,3	12 694	2,6	6 036
<i>Aisés</i>	10,3	38 766	2,7	8 344
<i>Découpage en fonction de la distance au centre</i>				
<i>Paris</i>	7,2	18 051		
<i>Modestes</i>	6,3	5 804		
<i>Aisés</i>	6,9	28 257		
<i>Pte cour.</i>	10,0	23 620	2,8	5 569
<i>Modestes</i>	8,9	11 756	2,6	5 952
<i>Aisés</i>	9,8	36 749	2,9	8 492
<i>Gde cour.</i>	12,5	30 143	5,3	12 092
<i>Modestes</i>	11,1	15 515	4,8	9 711
<i>Aisés</i>	13,9	49 906	7,0	21 650
<i>Hors aggro.</i>	15,1	35 893	7,9	17 842
<i>Modestes</i>	9,7	15 160	3,4	9 356
<i>Aisés</i>	17,8	63 866	10,9	35 609

Source : Enquête Insee *Budget de Famille 1994-95*.

* Les dépenses annuelles sont en francs courants.

** Ecart^s pour chaque catégorie (*ensemble*, *modestes* et *aisés*) par rapport à « Paris et Hauts-de-Seine » dans le cas du découpage Est/Ouest, et à Paris dans le cas du découpage en fonction de la distance au centre.

A3. Intervalle de confiance d'un ratio

Un estimateur du ratio de deux variables $R = Y_T / X_T = \bar{Y} / \bar{X}$, Y_T et $\bar{Y}$ étant, resp., le total et la moyenne de Y pour la population, est donné par $r = \bar{y} / \bar{x} = y_T / x_T$. Pour de grands échantillons, r a un biais négligeable et une distribution tendant vers une loi normale, permettant ainsi de construire des intervalles de confiance sur la base des propriétés de cette loi (BARNETT, 1991, pp. 78-84).

La variance de r peut être approximée par

$$\begin{aligned} Var(r) &= \frac{(1-f)}{n\bar{X}^2} \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - RX_i)^2}{N-1} \\ &= \frac{(1-f)}{n\bar{X}^2} \{S_Y^2 - 2RS_{YX} + R^2S_X^2\} \end{aligned}$$

où f est le taux de sondage n/N , S_Y^2 et S_X^2 sont les variances de Y et de X , resp., et S_{YX} leur covariance. Cette quantité est usuellement estimée par son analogue dans l'échantillon :

$$s^2(r) = \frac{(1-f)}{n\bar{x}^2} \{\hat{s}_y^2 - 2r\hat{s}_{yx} + r^2\hat{s}_x^2\},$$

où f est en général négligeable dans la pratique, donc non pris en compte. On a donc un intervalle de confiance à $100(1-\alpha)\%$ pour R :

$$r - z_{1-\alpha/2} s(r) < R < r + z_{1-\alpha/2} s(r),$$

où $z_{1-\alpha/2}$ est le quantile d'ordre $1-\alpha/2$ d'une loi normale centrée réduite.

A4. Estimation du Gini sur données individuelles avec prise en compte de pondérations

Dans une population de taille N , soient les valeurs d'une variable X rangées dans un ordre non décroissant :

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_k \leq \dots \leq x_N. \quad (1)$$

La fréquence cumulée de la variable X jusqu'à la valeur x_k est donnée par k/N . Le Gini de X est donné par

$$G(X) = \frac{2 \operatorname{cov}\left(X, \frac{K}{N}\right)}{\bar{X}}, \quad (2)$$

où K/N est la fonction de distribution cumulée de X et $\bar{X}$ sa moyenne (LERMAN et YITZHAKI, 1984 ; SHALIT, 1985).

Cas d'un échantillon de taille n

Avec des données sur un échantillon de n individus tirés au hasard, c'est-à-dire sélectionnés avec la même probabilité $1/n$, le coefficient de Gini de X est estimé par l'équivalent au niveau de l'échantillon de l'expression ci-dessus :

$$\tilde{G}(X) = \frac{2 \operatorname{cov}\left(X, \frac{I}{n}\right)}{\bar{x}}, \quad (3)$$

où I est la fonction de rang des individus échantillonnés et $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$.

Par contre, si les probabilités de sélection diffèrent entre les individus, alors l'usage de pondérations est requis (par ex., DEATON, 1997, chap. 1). La taille de la population N est estimée par la somme des poids :

$$\hat{N} = \sum_{i=1}^n w_i, \quad (4)$$

et la moyenne de X est estimée par

$$\hat{\bar{X}} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i x_i}{\sum_{i=1}^n w_i}. \quad (5)$$

Pour obtenir un estimateur de la covariance

$$\text{cov}\left(X, \frac{K}{N}\right) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (x_k - \bar{X}) \left(\frac{k}{N} - \frac{N+1}{2N} \right), \quad (6)$$

considérons pour chaque individu échantillonné un nombre de répliques égal à son poids. Le rang, dans la population totale, du $s^{\text{ème}}$ individu « représenté » par i est donné par

$$k_{i,s} = \left(\sum_{r=0}^{i-1} w_r \right) + s, \quad (7)$$

où $1 \leq s \leq w_i$ et $w_0 = 0$.

Remarque. La fonction de rang n'est pas bien définie pour une même valeur de X . Toutefois, puisque les membres de la population « représentés » par un individu i dans l'échantillon sont « interchangeables », nous pouvons considérer le rang à l'intérieur du groupe de i comme non important.

Remplaçant N , $\bar{X}$ et k dans (6), nous avons l'estimateur :

$$\widehat{\text{cov}}\left(X, \frac{K}{N}\right) = \frac{1}{\hat{N}} \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^{w_i} (x_{i,s} - \hat{X}) \left(\frac{\left(\sum_{r=0}^{i-1} w_r \right) + s}{\hat{N}} - \frac{\hat{N} + 1}{2\hat{N}} \right). \quad (8)$$

Puisque $x_{i,s} = x_i$, $\forall s : 1 \leq s \leq w_i$, la somme sur tous les individus représentés par i donne

$$w_i \left(x_i - \hat{X} \right) \left(\frac{\left(\sum_{r=1}^{i-1} w_r \right)}{\hat{N}} - \frac{\hat{N} + 1}{2\hat{N}} \right) + \left(x_i - \hat{X} \right) \frac{w_i (w_i + 1)}{2\hat{N}} =$$

$$w_i \left(x_i - \hat{X} \right) \left(\frac{\left(\sum_{r=1}^{i-1} w_r \right)}{\hat{N}} - \frac{\hat{N} - w_i}{2\hat{N}} \right).$$

Substituant $\hat{N}$ et définissant $\pi_j = \frac{w_j}{\sum_{i=1}^n w_i}$, nous avons :

$$w_i \left(x_i - \hat{X} \right) \left\{ \sum_{r=0}^{i-1} \pi_r - \frac{1}{2} \sum_{j \neq i} \pi_j \right\} = w_i \left(x_i - \hat{X} \right) \left\{ \sum_{r=0}^{i-1} \pi_r + \frac{1}{2} \pi_i - \frac{1}{2} \right\}.$$

De là, l'équation (8) devient

$$\widehat{\text{cov}}\left(X, \frac{K}{N}\right) = \sum_{i=1}^n \pi_i \left(x_i - \hat{X}\right) \left\{ \sum_{r=0}^{i-1} \pi_r + \frac{1}{2} \pi_i - \frac{1}{2} \right\}$$

c'est-à-dire,

$$\widehat{\text{cov}}\left(X, \frac{K}{N}\right) = \text{cov}\left(X, \hat{F}(X)\right), \quad (9)$$

où

$$\hat{F}_i(x) = \sum_{j=0}^{i-1} \pi_j + \frac{\pi_i}{2}, \text{ avec } \pi_0 = 0. \quad (10)$$

En effet,

$$\begin{aligned} \widehat{F} &= \sum_{i=1}^n \pi_i \hat{F}_i = \sum_{i=1}^n \pi_i \left(\sum_{r=0}^{i-1} \pi_r + \frac{\pi_i}{2} \right) \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{r=0}^{i-1} \pi_i \pi_r + \frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^n \pi_i^2 \right) \\ &= \frac{1}{2} \left[2 \sum_{i=1}^n \sum_{r=0}^{i-1} \pi_i \pi_r + \sum_{i=1}^n \pi_i^2 \right] \\ &= \frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^n \pi_i \right)^2 = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Ainsi, nous avons

$$\hat{G}(X) = \frac{2 \text{cov}\left(X, \hat{F}(X)\right)}{\hat{X}}, \quad (11)$$

où $\hat{F}(X)$ est défini par (10) et $\hat{X}$ est donné par (5).

Il est intéressant de noter que, chemin faisant, nous avons obtenu un estimateur de la distribution cumulée de X , $\hat{F}(X)$, défini par l'équation (10). C'est l'estimateur adopté par LERMAN et YITZHAKI (1989), affirmant que « l'estimateur de $F(y)$ est le milieu d'intervalle de $F(y)$ ». ³

Intuitivement, il y a un argument de « symétrie » derrière cette formulation. En effet, si les individus étaient rangés dans l'ordre inverse, on devrait trouver les mêmes valeurs en prenant le complément à 1 d'une expression analogue.

En pratique, il convient d'abord de ranger les individus échantillonnés de sorte que les valeurs de X soient dans un ordre non décroissant, puis d'affecter à chacun d'eux la somme des poids relatifs de toutes les unités de rang inférieur *plus* la moitié de son propre poids relatif.

³ Equation (2), p. 44.

A5. Tableaux relatifs au Chapitre 5

Tableau A5.1. *Dépenses annuelles moyennes,
par quintile de la dépense totale par UC (Francs courants)*

France entière					Ile-de-France			
Quintile *	1979	1984	1989	1994	1979	1984	1989	1994
<i>Dépense totale</i>								
1	25 659	54 315	63 674	82 611	35 840	68 187	81 862	111 157
2	46 122	90 096	102 968	131 571	61 426	111 553	135 943	164 601
3	63 071	116 856	138 251	169 890	80 368	139 196	170 013	212 975
4	82 027	146 927	177 246	218 584	102 207	176 244	217 676	272 725
5	125 725	221 629	287 170	356 764	156 907	256 257	363 792	444 725
Ensemble	68 529	125 971	153 870	191 888	87 393	150 329	194 033	241 374
<i>Transports individuels</i>								
1	1 847	4 854	5 274	7 145	2 412	4 515	4 885	7 415
2	5 046	10 282	11 005	14 021	6 137	9 838	12 201	14 978
3	7 887	15 905	17 932	20 601	9 577	14 691	20 848	22 350
4	12 439	22 600	27 771	30 795	12 557	22 498	28 502	27 725
5	18 930	36 761	48 611	47 997	21 167	34 767	44 703	41 612
Ensemble	9 231	18 082	22 120	24 112	10 377	17 269	22 250	22 830
<i>Transports en commun locaux</i>								
1	131	248	383	528	426	837	1 291	1 901
2	228	445	469	896	831	1 449	1 693	2 557
3	368	593	724	981	1 014	1 614	2 104	2 828
4	484	732	988	1 182	1 351	1 776	2 462	3 166
5	837	944	1 233	1 593	1 434	1 929	2 156	3 108
Ensemble	410	592	759	1 036	1 011	1 521	1 941	2 712
<i>Transports en commun longues distances</i>								
1	68	204	244	583	278	770	854	1 447
2	194	384	360	1 020	457	1 132	1 476	2 567
3	257	511	558	1 576	705	1 325	1 087	2 997
4	421	876	902	2 447	682	2 045	2 251	4 422
5	916	2 178	2 633	4 467	2 200	3 399	6 427	6 006
Ensemble	371	831	939	2 019	866	1 735	2 423	3 490
<i>Logement (résidence principale)</i>								
1	5 266	12 995	16 328	24 104	7 542	17 201	21 641	33 179
2	8 615	20 482	24 757	33 425	11 130	23 629	32 120	44 030
3	11 208	24 515	30 973	40 063	14 757	29 249	34 907	48 641
4	13 870	29 350	35 014	45 475	18 365	32 323	39 505	54 966
5	20 934	38 137	45 995	64 474	24 400	41 739	54 758	82 298
Ensemble	11 980	25 097	30 615	41 509	15 244	28 834	36 605	52 642

Sources : Enquêtes *Budget de Famille* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Tableau A5.2. *Parts budgétaires des dépenses pour l'automobile – France entière*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	6,7 [6,4 ; 7,1]	8,6 [8,2 ; 9,0]	8,0 [7,6 ; 8,4]	8,5 [8,0 ; 8,9]
2	10,6 [10,1 ; 11,1]	11,1 [10,6 ; 11,6]	10,5 [9,9 ; 11,0]	10,4 [9,9 ; 10,9]
3	12,1 [11,6 ; 12,7]	13,3 [12,8 ; 13,9]	12,7 [12,1 ; 13,3]	11,9 [11,3 ; 12,5]
4	14,9 [14,2 ; 15,5]	15,2 [14,5 ; 15,8]	15,4 [14,6 ; 16,1]	13,7 [13,1 ; 14,4]
5	14,9 [14,2 ; 15,5]	16,4 [15,7 ; 17,2]	16,7 [15,8 ; 17,6]	13,2 [12,5 ; 13,9]
Ensemble	13,2 [12,9 ; 13,5]	14,1 [13,8 ; 14,4]	14,1 [13,8 ; 14,5]	12,3 [12,0 ; 12,6]

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Tableau A5.3. *Parts budgétaires des TC longues distances – France entière*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	0,27 [0,26 ; 0,28]	0,38 [0,36 ; 0,40]	0,38 [0,36 ; 0,40]	0,71 [0,67 ; 0,75]
2	0,42 [0,40 ; 0,44]	0,43 [0,41 ; 0,45]	0,35 [0,33 ; 0,37]	0,78 [0,74 ; 0,82]
3	0,41 [0,39 ; 0,43]	0,44 [0,42 ; 0,46]	0,40 [0,38 ; 0,42]	0,93 [0,89 ; 0,97]
4	0,51 [0,49 ; 0,53]	0,60 [0,57 ; 0,63]	0,51 [0,49 ; 0,53]	1,12 [1,07 ; 1,17]
5	0,73 [0,70 ; 0,76]	0,98 [0,94 ; 1,02]	0,92 [0,87 ; 0,97]	1,25 [1,19 ; 1,31]
Ensemble	0,54 [0,53 ; 0,55]	0,66 [0,65 ; 0,67]	0,61 [0,59 ; 0,63]	1,05 [1,02 ; 1,08]

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Tableau A5.4. *Parts budgétaires de l'ensemble des transports – Ile-de-France*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	8,7 [7,6 ; 9,8]	9,0 [8,0 ; 10,0]	8,6 [7,4 ; 9,8]	9,7 [8,5 ; 10,8]
2	12,1 [10,8 ; 13,4]	11,1 [10,0 ; 12,3]	11,3 [9,9 ; 12,7]	12,2 [10,8 ; 13,6]
3	14,1 [12,6 ; 15,5]	12,7 [11,4 ; 14,0]	14,1 [12,4 ; 15,9]	13,2 [11,8 ; 14,7]
4	14,3 [12,9 ; 15,7]	14,9 [13,4 ; 16,5]	15,3 [13,4 ; 17,2]	13,0 [11,5 ; 14,4]
5	15,8 [14,2 ; 17,4]	15,7 [14,0 ; 17,3]	14,7 [12,7 ; 16,6]	11,4 [10,0 ; 12,8]
Ensemble	14,0 [13,3 ; 14,8]	13,7 [13,0 ; 14,4]	13,7 [12,8 ; 14,6]	12,0 [11,3 ; 12,7]

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Tableau A5.5. *Parts budgétaires des transports collectifs – Ile-de-France*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	1,97 [1,72 ; 2,22]	2,36 [2,10 ; 2,62]	2,62 [2,26 ; 2,98]	3,01 [2,65 ; 3,37]
2	2,10 [1,87 ; 2,33]	2,31 [2,07 ; 2,55]	2,33 [2,04 ; 2,62]	3,11 [2,76 ; 3,46]
3	2,14 [1,92 ; 2,36]	2,11 [1,89 ; 2,33]	1,88 [1,64 ; 2,12]	2,73 [2,42 ; 3,04]
4	1,99 [1,79 ; 2,19]	2,17 [1,95 ; 2,39]	2,17 [1,90 ; 2,44]	2,78 [2,46 ; 3,10]
5	2,32 [2,09 ; 2,55]	2,08 [1,86 ; 2,30]	2,36 [2,04 ; 2,68]	2,05 [1,80 ; 2,30]
Ensemble	2,15 [2,04 ; 2,26]	2,17 [2,06 ; 2,28]	2,25 [2,10 ; 2,40]	2,57 [2,42 ; 2,72]

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Tableau A5.6. *Parts budgétaires du logement (RP) – Ile-de-France*

Quintile *	1979	1984	1989	1994
1	21,0 [18,4 ; 23,7]	25,2 [22,5 ; 28,0]	26,4 [22,8 ; 30,1]	29,9 [26,3 ; 33,4]
2	18,1 [16,2 ; 20,1]	21,2 [19,0 ; 23,4]	23,6 [20,7 ; 26,6]	26,8 [23,7 ; 29,8]
3	18,4 [16,5 ; 20,3]	21,0 [18,8 ; 23,2]	20,5 [18,0 ; 23,1]	22,8 [20,3 ; 25,4]
4	18,0 [16,2 ; 19,8]	18,3 [16,5 ; 20,2]	18,2 [15,9 ; 20,4]	20,2 [17,9 ; 22,4]
5	15,6 [14,0 ; 17,1]	16,3 [14,5 ; 18,0]	15,1 [13,0 ; 17,1]	18,5 [16,2 ; 20,8]
Ensemble	17,4 [16,5 ; 18,4]	19,2 [18,2 ; 20,2]	18,9 [17,6 ; 20,1]	21,8 [20,5 ; 23,1]

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

* Quintiles de la dépense totale par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Note : Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués entre crochets.

Tableau A5.7. *Décompositions du Gini : parts budgétaires (%) - France entière*

Poste de dépense	Part du budget total				Part du budget « Transports »			
	1979	1984	1989	1994	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	12,52	13,57	13,56	11,89	91,1	91,7	91,8	88,1
Achats de véhicules	4,74	5,52	6,55	5,30	34,5	37,3	44,3	39,3
Automobiles	4,55	5,38	6,37	5,08	33,1	36,3	43,1	37,7
Deux-roues	0,18	0,15	0,18	0,21	1,3	1,0	1,2	1,6
Carburants	3,82	3,97	3,13	2,85	27,8	26,9	21,2	21,1
Autres dép. d'util.	3,96	4,08	3,88	3,74	28,8	27,5	26,3	27,8
Transports collectifs	1,23	1,23	1,21	1,60	8,9	8,3	8,2	11,9
TC locaux	0,62	0,47	0,51	0,52	4,5	3,2	3,4	3,9
TC longues dist.	0,61	0,76	0,71	1,08	4,4	5,1	4,8	8,0
<i>Total transports</i>	<i>13,75</i>	<i>14,80</i>	<i>14,78</i>	<i>13,49</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>17,90</i>	<i>20,26</i>	<i>20,25</i>	<i>22,08</i>				

Note : Dépenses par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Tableau A5.8. *Décompositions du Gini : parts budgétaires (%) - Ile-de-France*

Poste de dépense	Part du budget total				Part du budget « Transports »			
	1979	1984	1989	1994	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	10,93	10,96	10,58	8,78	82,8	82,8	81,2	77,0
Achats de véhicules	4,29	4,43	5,20	3,78	32,5	33,4	39,9	33,2
Automobiles	4,10	4,31	5,03	3,72	31,0	32,5	38,6	32,6
Deux-roues	0,19	0,12	0,16	0,07	1,4	0,9	1,2	0,6
Carburants	3,02	2,90	2,22	1,96	22,9	21,9	17,1	17,2
Autres dép. d'util.	3,62	3,63	3,16	3,04	27,4	27,4	24,3	26,6
Transports collectifs	2,28	2,28	2,45	2,63	17,2	17,2	18,8	23,0
TC locaux	1,17	1,00	0,98	1,12	8,9	7,5	7,5	9,8
TC longues dist.	1,11	1,29	1,47	1,51	8,4	9,7	11,3	13,2
<i>Total transports</i>	<i>13,21</i>	<i>13,24</i>	<i>13,03</i>	<i>11,41</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>17,75</i>	<i>19,20</i>	<i>19,21</i>	<i>22,50</i>				

Note : Dépenses par unité de consommation (échelle d'Oxford).

Tableau A5.9. *Corrélation (de Gini) avec la dépense totale – France entière*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	0,664	0,662	0,682	0,627
Achats de véhicules	0,616	0,638	0,676	0,623
Automobiles	0,624	0,644	0,679	0,625
Deux-roues	0,287	0,249	0,397	0,438
Carburants	0,535	0,506	0,474	0,395
Autres dép. d'util.	0,602	0,569	0,561	0,514
Transports collectifs	0,519	0,492	0,512	0,476
TC locaux	0,427	0,330	0,339	0,283
TC longues dist.	0,564	0,553	0,590	0,521
<i>Total transports</i>	<i>0,695</i>	<i>0,694</i>	<i>0,714</i>	<i>0,665</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>0,662</i>	<i>0,630</i>	<i>0,617</i>	<i>0,621</i>

Tableau A5.10. *Corrélation (de Gini) avec la dépense totale – Ile-de-France*

Poste de dépense	1979	1984	1989	1994
Transports individuels	0,620	0,640	0,616	0,563
Achats de véhicules	0,543	0,606	0,614	0,543
Automobiles	0,549	0,610	0,613	0,548
Deux-roues	0,286	0,268	0,499	0,153
Carburants	0,518	0,514	0,442	0,391
Autres dép. d'util.	0,584	0,571	0,498	0,497
Transports collectifs	0,455	0,418	0,469	0,386
TC locaux	0,304	0,276	0,219	0,194
TC longues dist.	0,521	0,452	0,551	0,443
<i>Total transports</i>	<i>0,670</i>	<i>0,681</i>	<i>0,666</i>	<i>0,611</i>
<i>Logement (RP)</i>	<i>0,665</i>	<i>0,595</i>	<i>0,594</i>	<i>0,632</i>

Tableau A5.11. *Décomposition du Gini de la dépense de transport – France entière*

Poste de dépense	1979		1984		1989		1994	
	R_k	CR_k	R_k	CR_k	R_k	CR_k	R_k	CR_k
Transports individuels	0,979	0,930 (0,005)	0,980	0,941 (0,004)	0,980	0,942 (0,006)	0,972	0,918 (0,004)
Achats de véhicules	0,936	0,449 (0,010)	0,949	0,511 (0,008)	0,960	0,589 (0,009)	0,953	0,553 (0,009)
Automobiles	0,945	0,440 (0,010)	0,955	0,504 (0,008)	0,963	0,578 (0,009)	0,952	0,533 (0,009)
Deux-roues	0,471	0,009 (0,001)	0,464	0,007 (0,001)	0,581	0,011 (0,002)	0,744	0,019 (0,003)
Carburants	0,791	0,220 (0,005)	0,767	0,196 (0,004)	0,720	0,138 (0,003)	0,662	0,129 (0,003)
Autres dép. d'util.	0,844	0,261 (0,009)	0,815	0,234 (0,006)	0,806	0,215 (0,007)	0,792	0,237 (0,007)
Transports collectifs	0,570	0,070 (0,005)	0,498	0,059 (0,004)	0,509	0,058 (0,006)	0,534	0,082 (0,004)
TC locaux	0,454	0,029 (0,004)	0,270	0,013 (0,001)	0,320	0,015 (0,001)	0,334	0,019 (0,001)
TC longues dist.	0,634	0,041 (0,004)	0,596	0,046 (0,004)	0,599	0,042 (0,006)	0,576	0,063 (0,003)

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Tableau A5.12. *Décomposition du Gini de la dépense de transport – Ile-de-France*

Poste de dépense	1979		1984		1989		1994	
	R_k	CR_k	R_k	CR_k	R_k	CR_k	R_k	CR_k
Transports individuels	0,957	0,881 (0,013)	0,960	0,886 (0,012)	0,957	0,865 (0,026)	0,944	0,858 (0,011)
Achats de véhicules	0,920	0,433 (0,022)	0,943	0,465 (0,020)	0,952	0,540 (0,026)	0,946	0,491 (0,022)
Automobiles	0,926	0,420 (0,022)	0,947	0,457 (0,021)	0,953	0,526 (0,027)	0,947	0,485 (0,022)
Deux-roues	0,571	0,013 (0,005)	0,505	0,007 (0,002)	0,704	0,014 (0,004)	0,606	0,006 (0,002)
Carburants	0,749	0,193 (0,012)	0,747	0,173 (0,008)	0,708	0,125 (0,007)	0,642	0,124 (0,007)
Autres dép. d'util.	0,819	0,255 (0,022)	0,819	0,248 (0,016)	0,765	0,200 (0,016)	0,784	0,243 (0,017)
Transports collectifs	0,545	0,119 (0,013)	0,529	0,114 (0,012)	0,576	0,135 (0,026)	0,552	0,142 (0,011)
TC locaux	0,386	0,045 (0,006)	0,316	0,030 (0,003)	0,324	0,030 (0,004)	0,377	0,050 (0,006)
TC longues dist.	0,604	0,074 (0,011)	0,595	0,084 (0,012)	0,645	0,105 (0,027)	0,553	0,092 (0,008)

Sources : Enquêtes *Budget des Familles* (1979, 1984, 1989 et 1994) de l'INSEE.

Notes concernant les deux tableaux ci-dessus :

- Les écarts-type figurent entre parenthèses.
- R_k : Corrélation (de Gini) avec la dépense totale de transport.
- CR_k : Contribution relative au Gini de la dépense totale de transport.
- L'élasticité par rapport à la dépense de transport est donnée par le ratio de CR_k/S_k , où S_k est la part de la dépense correspondante dans le budget « Transports ». Les parts budgétaires sont données ci-dessus dans des tableaux séparés.